

Démarchandiser pour vivre en santé : les politiques de redistribution comme déterminants de la santé

Olivier Jacques, Department of Political Studies, Queen's University

Alain Noël, Département de science politique, Université de Montréal

Rapport final présenté au ministère de la Santé et des Services sociaux

Produit en collaboration avec l'Observatoire québécois des inégalités

Montréal, 16 décembre 2020

Remerciements : Cette étude a été réalisée avec l'appui du ministère de la Santé et des Services sociaux et de l'Observatoire québécois des inégalités. Nous remercions notamment Carmen Baciu et Nicolas Zorn pour leur collaboration. Merci également à Anne Imouza, qui a contribué à mettre en forme la base de données. Nous sommes par ailleurs reconnaissants envers les personnes suivantes pour leurs commentaires et suggestions : Daniel Béland, Nicole F. Bernier, Jaunathan Bilodeau, Raquel Fonseca, Pierre-Gerlier Forest, Anik Labonté, Hugo Leblond, Julia Lynch, Pierre-Carl Michaud, Stéphane Moulin, Isabel M. Perera, Maude Pugliese, Amélie Quesnel-Vallée, Thomas Rapp, Marie-France Raynault, Mike Rousseau, Mathilde Roy et Elmer Van Der Vlugt.

Table des matières

Sommaire des recommandations	4
Sommaire exécutif	5
État de la question et cadre théorique.....	8
Données.....	12
Mesures de santé	13
Politiques sociales	13
Distribution du revenu	15
Variables de contrôle	15
Échantillon	16
Méthodes.....	18
Enjeux statistiques.....	18
Modèles.....	20
Résultats	21
Les dépenses sociales et les dépenses de santé	21
Les dépenses sociales privées	26
Distribution du revenu	27
Effets à long terme	32
Politiques sociales, distribution des revenus de marché et santé	35
Conclusion et recommandations	38
Références	42
Annexe	47
Modèles des dépenses sociales et de santé présentés séparément.....	47
Modèles des dépenses sociales à T-5.....	49
Modèles prédisant l'espérance de vie à 65 ans	52
Décomposition des dépenses sociales.....	55
Modèles en première différence.....	57

Sommaire des recommandations

Ce rapport démontre qu'un niveau élevé de dépenses sociales publiques améliore la santé des populations, alors que le recours à des dépenses sociales privées est associé à une détérioration des indicateurs de santé publique. Notre analyse révèle aussi que c'est l'indice de générosité de l'État-providence, un indicateur combinant le taux de couverture, la durée et le niveau de générosité absolu des prestations, qui présente la corrélation positive la plus robuste avec la santé. A contrario, les dépenses de santé ne sont pas corrélées significativement avec la santé. Si le gouvernement cherche à accroître la santé de la population et doit choisir entre investir davantage en santé ou améliorer le filet social, il devrait prioriser des politiques sociales généreuses.

Concernant la situation particulière du Québec et du Canada, nous sommes d'avis que les efforts devraient se concentrer sur une augmentation de la générosité et du taux de couverture de l'assurance-emploi et de l'assistance sociale. En comparaison avec d'autres pays, les revenus d'aide sociale sont très bas et la couverture de l'assurance-emploi demeure inadéquate, alors qu'une majorité de personnes sans emploi n'y a pas accès. Les prestations d'invalidité, les investissements pour le logement, la formation de la main-d'œuvre et les services de garde (ailleurs au Canada) pourraient aussi être ciblés pour des investissements supplémentaires. Ils font partie des politiques sociales qui semblent avoir un effet positif sur la santé, mais ne sont pas particulièrement généreuses en comparaison avec d'autres pays de l'OCDE. Au Québec, les politiques familiales, et notamment les services de garde, sont plus adéquates qu'ailleurs au Canada et le régime de retraite est efficace, de sorte qu'un investissement supplémentaire y apparaît moins nécessaire. Finalement, il importe de limiter le recours au privé : une privatisation supplémentaire des assurances sociales, des services sociaux ou des soins de santé risque d'avoir des effets néfastes sur la santé publique.

Nos résultats démontrent aussi que la polarisation du marché du travail, définie par un écart important entre le bas et le haut de l'échelle des revenus de marché, influence négativement la santé. Plusieurs facteurs peuvent contrer la tendance à la polarisation des revenus sur le marché du travail. La générosité de l'État-providence représente encore une fois une variable cruciale. En misant sur celle-ci, le gouvernement pourrait améliorer la santé publique directement et indirectement, en réduisant la polarisation du marché du travail. Le gouvernement pourrait notamment renforcer les lois encadrant le marché du travail en favorisant la syndicalisation et la négociation collective, en vue de diminuer la polarisation des revenus.

Sommaire exécutif

L'état de santé de la population québécoise s'améliore depuis plusieurs décennies. En 1980-82, l'espérance de vie à la naissance était de 71,2 ans pour les hommes et de 78,8 ans pour les femmes. Trente-six ans plus tard, en 2016-2018, cette durée de vie attendue atteignait 80,9 ans pour les garçons et 84,3 ans pour les filles. En moins de quarante ans, la durée de vie prévisible avait augmenté de presque dix ans pour les hommes et de plus de cinq ans pour les femmes (INSPQ, 2020). La tendance est la même dans toutes les sociétés avancées, et elle est largement attribuable à la croissance économique, à l'amélioration des conditions de vie et aux progrès de la médecine.

Des écarts importants subsistent tout de même entre des sociétés qui assurent plus ou moins bien la santé de leur population. Aux États-Unis, par exemple, un pays plus riche que le Québec et certainement à la fine pointe de la science médicale, l'espérance de vie pour les hommes était de 76,2 ans en 2018, presque cinq ans de moins qu'au Québec et celle des femmes de 81,2 ans, trois ans de moins. En Italie, en revanche, les hommes (81,2 ans) et les femmes (85,6 ans) pouvaient espérer vivre un peu plus longtemps qu'au Québec (OCDE, 2020).

Comment rendre compte de ces différences dans le temps et entre les pays? Quel rôle, en particulier, jouent les politiques publiques dans l'amélioration de la santé des populations? Les pays où les gens vivent plus longtemps ont-ils des dépenses plus élevées pour les soins de santé, des programmes sociaux plus généreux ou une répartition des revenus plus égalitaire? Une façon simple et intuitive de répondre à ces questions consiste à comparer les différents pays sur plusieurs années, en contrôlant statistiquement pour un certain nombre de contraintes structurelles qui importent mais ne sont pas directement reliées aux politiques publiques, comme le niveau de développement économique, le taux de chômage ou la répartition des âges. Mais ces contrôles statistiques, qui évitent de confondre l'effet de l'économie ou de la démographie pour celui des politiques publiques, comportent des limites, car ils ne peuvent prendre en compte toutes les variables contextuelles possibles. On peut penser, par exemple, que les habitudes alimentaires des Japonais contribuent à leur remarquable longévité. Ou encore, que la vie est plus douce autour de la Méditerranée que dans les pays du nord.

Pour éviter ces écueils, il est courant en économie et en science politique d'inclure dans les comparaisons de plusieurs pays sur une longue période des effets fixes par pays, c'est-à-dire des variables dichotomiques qui capturent toutes les caractéristiques non mesurées propres à chaque pays. Ce faisant, on peut évaluer l'effet à long terme d'une variable sur la santé en contrôlant pour tous les facteurs connus ou inconnus qui ne varient pas à travers le temps et qui risquent d'influencer la santé d'une population. Il s'agit d'analyse de régression longitudinale et transversale (*time-series cross-sectional*) avec effets

fixes. C'est ainsi que nous procédons dans ce rapport, en comparant les déterminants de la santé dans 30 pays de l'OCDE entre 1960 et 2017.

Les variables dépendantes qui sont retenues reprennent les indicateurs classiques de la santé des populations, soit le taux de mortalité, l'espérance de vie à la naissance, le taux de mortalité infantile et le nombre d'années de vie perdues par décès prématuré (avant 75 ans). Les variables indépendantes s'organisent autour d'un double questionnement, qui structure ce rapport : d'abord, quel est l'incidence de l'État-providence, c'est-à-dire des politiques de protection sociale et des politiques de santé? Ensuite, quel est le rôle des inégalités et de la redistribution?

La littérature sur les déterminants de la santé converge largement autour de l'idée selon laquelle de bonnes politiques de protection sociale contribuent à la santé de la population, possiblement davantage que les dépenses consacrées directement aux soins de santé (Bradley et al., 2011; Rubin et al., 2016; Beckfield et Bambra, 2016; Dutton et al., 2018). La générosité de programmes spécifiques, comme l'assurance-chômage ou l'assistance sociale, peut également avoir un impact positif sur la santé des populations (Shahidi, Muntaner et al., 2019; Shahidi, Ramraj et al., 2019; Nelson et Fritzell, 2014). Nos résultats vont dans le même sens, en montrant que les politiques sociales, mesurées par les dépenses publiques ou par leur mode de fonctionnement institutionnel, ont des liens positifs et significatifs avec la santé, alors que le niveau des dépenses pour les soins de santé n'en a pas.

L'interprétation qui vient spontanément à l'esprit suggère une séquence logique qui irait de la protection sociale (A) à la santé (C) en passant par la redistribution (B). Cet enchaînement de déterminants et d'effets semble d'autant plus plausible que la première partie de la chaîne, le lien entre les politiques sociales et la redistribution ($A \rightarrow B$), est bien établie dans la littérature (Brady, 2009; Kenworthy, 2011; Van Kersbergen et Vis, 2014; Jacques et Noël, 2018 et 2020). On sait par ailleurs que les inégalités de revenus se traduisent partout par des inégalités sociales de santé (OECD, 2019; Shahidi et al., 2020). On peut donc penser que la réduction des inégalités engendrée par un État-providence généreux devrait générer des gains dans la santé des populations ($B \rightarrow C$). Cette relation pourrait même constituer le mécanisme principal reliant les politiques sociales à la santé ($A \rightarrow B \rightarrow C$), comme le suggère par exemple la thèse bien connue de Richard Wilkinson et Kate Pickett sur les vertus de l'égalité (2009).

Cette conclusion ne va pourtant pas de soi. Il y a en fait peu de liens confirmés dans la littérature entre le niveau des inégalités et la santé d'une population ($B \rightarrow C$) (Lynch et al., 2004; Leigh et al., 2011). C'est également ce qui ressort de nos résultats. Nous ne trouvons pas de relation significative entre la distribution générale des revenus après impôt et la santé. L'incidence des politiques sociales sur la santé apparaît donc directe ($A \rightarrow C$), c'est-à-dire qu'elle ne repose pas sur l'effet égalitaire des programmes

sociaux. La distribution des revenus joue tout de même un rôle. D'importantes inégalités dans les revenus de marché des plus riches et des plus pauvres (mesurées par le ratio p90p10 sur les revenus de marché) nuisent en effet à la santé (D → C). Autrement dit, la polarisation des revenus sur le marché du travail semble néfaste pour la santé publique. La redistribution des revenus effectuée par les programmes sociaux compte moins que la sécurité que ceux-ci confèrent, en donnant aux citoyens des ressources financières et des services qui les protègent contre les risques engendrés par un marché du travail polarisé.

Ces résultats sont cohérents avec les approches qui suggèrent de ne pas confondre la santé des populations, un trait collectif, et les inégalités sociales de santé, une caractéristique des individus (Bambra, 2011 : 743). Alors que les inégalités sociales de santé découlent des inégalités de revenus entre les personnes, la santé d'une population semble être liée moins à la distribution du revenu qu'à la disponibilité de ressources publiques qui permettent aux citoyens de faire face aux risques de la vie (Beckfield et Bambra, 2016 : 31; Phelan et al., 2010). L'État-providence agit directement sur la santé des populations en établissant des règles du jeu et en distribuant des ressources qui façonnent l'impact des déterminants sociaux de la santé (Beckfield et al., 2015).

Ce qui importe, donc, c'est moins la distribution des revenus à proprement parler (et notamment l'écart entre la classe moyenne et les plus pauvres), que la distribution des risques et l'insécurité sociale. Lorsque l'État-providence est fort et généreux, la sécurité des personnes et des ménages augmente et la santé s'améliore; lorsque le marché du travail devient plus polarisé et plus ancré dans une logique « winner-take-all », l'insécurité augmente et la santé se détériore. Les programmes sociaux, qui ont un effet direct sur la santé, ont aussi un impact sur la polarisation du marché du travail, mais il s'agit d'un facteur parmi d'autres (comme la nature des relations industrielles ou la densité syndicale).

Dans le langage des politiques sociales, on peut dire que l'État-providence démarchandise les rapports sociaux (Esping-Andersen, 1990), et ce de deux façons. D'abord, en allouant des ressources et des services qui protègent les personnes contre les aléas du marché. Ensuite, en régulant le marché lui-même, pour atténuer la polarisation des revenus avant même la redistribution.

Pour promouvoir la santé, les gouvernements doivent donc renforcer et universaliser les programmes sociaux, assurer une bonne protection du revenu pour les plus pauvres et, en même temps, utiliser les politiques publiques et la réglementation pour limiter la polarisation du marché du travail.

État de la question et cadre théorique

Les travaux sur les déterminants sociaux de la santé des populations sont abondants et il n'est pas possible d'en faire une revue exhaustive dans le cadre de ce rapport. Il importe, cependant, de distinguer au départ ce qui fait l'objet de consensus parmi les chercheurs de ce qui reste plus controversé ou mal connu. Sur cette base, nous pourrions poser les fondements théoriques de notre démarche et identifier les principales hypothèses.

En 2009, un rapport percutant de la Commission des déterminants de la santé de l'Organisation mondiale de la santé, produit sous la direction Michael Marmot, concluait que les inégalités « tuent à grande échelle » (Commission des déterminants de la santé, 2009). La même année, deux chercheurs britanniques en épidémiologie, Richard Wilkinson et Kate Pickett, faisaient paraître *The Spirit Level*, un livre influent qui soulignait également l'impact néfaste des inégalités pour la santé (2009). Le rapport Marmot et le livre de Wilkinson et Pickett suggéraient que si les inégalités de revenus se traduisent par des inégalités sociales de santé, il doit y avoir une relation entre le niveau général des inégalités dans une société et l'état de santé de la population. Réduire les inégalités de revenus devrait donc diminuer les inégalités sociales de santé et, ultimement, améliorer la santé de toute la population. Et pour réduire les inégalités de revenus, les instruments les plus plausibles devaient être les programmes sociaux. Un État-providence généreux (A) pouvait ainsi assurer une meilleure distribution des revenus (B), elle-même garante de meilleurs résultats en santé (C).

La première partie de cette chaîne logique ($A \rightarrow B$) est largement confirmée par la littérature sur les politiques sociales. Des programmes sociaux généreux, mesurés en termes de dépenses publiques ou par l'étendue et la qualité de la couverture offerte contre les différents risques sociaux, contribuent effectivement à réduire la pauvreté et les inégalités (Brady, 2009; Kenworthy, 2011; Van Kersbergen et Vis, 2014). Les programmes universels, en particulier, favorisent la redistribution, en rendant plus légitime le maintien de dépenses sociales élevées (Ferrarini et al., 2016; Jacques et Noël, 2018 et 2020).

Il n'en va toutefois pas de même pour la seconde partie de l'équation ($B \rightarrow C$), un lien égalité-santé qui demeure plus présumé que démontré. Dans leur ouvrage, par exemple, Wilkinson et Pickett établissent une relation entre l'égalité des revenus et la santé des populations en utilisant essentiellement des corrélations simples, pour une année donnée, entre le niveau des inégalités dans une société et la prévalence de divers problèmes sociaux. Or, on se doute bien que d'autres facteurs, comme le développement économique, le profil démographique ou les habitudes de vie, peuvent entrer en jeu. Dans une revue systématique des travaux sur la question, John Lynch et ses co-auteurs trouvent que les arguments en faveur de l'hypothèse égalité-santé résistent mal à l'ajout de données plus complètes ou à

la construction de modèles statistiques plus exigeants (Lynch et al., 2004). Les analyses de régression longitudinales et transversales, en particulier, ont tendance à infirmer cette hypothèse (Leigh et al., 2011). Comme l'expliquent Lynch et ses collaborateurs, ce qui est vrai pour une personne ne l'est pas nécessairement pour une collectivité. Au niveau individuel, le revenu est un bon prédicteur de la santé. Mais l'inégalité n'est pas une caractéristique individuelle; c'est un trait collectif (2004 : 82). Le fait que les riches soient en meilleure santé que les pauvres ne permet pas de conclure que les sociétés plus égalitaires ont des populations en meilleure santé. D'autres facteurs pourraient expliquer la santé des populations. Parmi ces facteurs, on trouve notamment la distribution des ressources qui contribuent à la santé (Lynch et al., 2004 : 68).

À cet égard, l'hypothèse d'un effet direct des programmes sociaux sur la santé s'impose naturellement ($A \rightarrow C$). L'État-providence, expliquent Jason Beckfield et Clare Bambra, établit les règles du jeu qui structurent l'accès aux services et aux ressources façonnant directement les conditions de vie et la santé des personnes, telles que l'éducation, l'emploi et l'habitation (2016; Beckfield et al., 2015). Plus largement, en démarchandisant les rapports sociaux, la protection sociale confirme et amende les hiérarchies et les différences de statuts qui existent dans une société et confère à certains acteurs sociaux plus de pouvoir (Esping-Andersen, 1990). Ce faisant, elle est aussi susceptible d'avoir un impact sur la santé (Reynolds et Buffel, 2020). Un niveau de revenu d'assistance sociale adéquat ou des prestations d'assurance-chômage généreuses et accessibles, par exemple, réduisent l'impact d'une perte d'emploi sur la santé (Bambra et Eikemo, 2009; Nelson et Fritzell, 2014; Shahidi, Ramraj et al., 2019; Shahidi, Muntaner et al., 2019). Notre première hypothèse porte ainsi sur le lien direct entre les politiques sociales et la santé:

H₁ : Des politiques sociales généreuses améliorent la santé des populations.

Nous ne nous attendons pas, en revanche, à ce que le niveau des dépenses pour les soins de santé ait un effet sur la santé. D'abord, les pays occidentaux convergent dans leur niveau de dépenses pour la santé parce que, à l'extérieur des États-Unis, il existe un large consensus social et politique quant à l'importance de préserver et même de bonifier les budgets consacrés à la santé (Jensen, 2014; Jensen et Bang Petersen, 2017). La variation du niveau de dépenses de santé s'avère donc relativement faible entre les pays et à travers le temps, outre une tendance linéaire commune à la hausse. Il est donc peu probable que l'on puisse observer un effet statistique des dépenses de santé sur la santé. Ensuite, nos analyses ne disposent que du niveau total des dépenses de santé, une mesure qui rend mal compte de la performance relative des systèmes de santé, puisque les prix et l'efficacité des soins varient d'un pays à l'autre, de

sorte que pour un même niveau de dépenses, deux systèmes de santé peuvent produire des résultats très différents (Anderson et al. 2003; Fonseca et al., 2020). Plusieurs études suggèrent de fait que les programmes sociaux importent autant et peut-être davantage pour la santé d'une population que les dépenses consacrées aux soins de santé eux-mêmes (Bradley et al., 2011; Rubin et al., 2016; Dutton et al., 2018; Liu et Dutton, 2020).

H₂ : Le niveau des dépenses publiques de santé n'a pas d'incidence sur la santé des populations.

Enfin, nous analysons l'impact sur la santé d'aspects plus spécifiques de l'État-providence (Beckfield et al. 2015).¹ Tout d'abord, nous vérifions si le niveau d'universalisme des politiques sociales a un lien avec la santé. La littérature sur la question montre en effet que des politiques sociales universalistes contribuent à réduire la pauvreté et les inégalités, à équilibrer la répartition entre les générations et à consolider l'appui public à l'État-providence (Ferrarini et al., 2016; Birnbaum et al., 2017; Noël et Jacques, 2018). On peut donc penser que l'universalité, qui distribue plus équitablement les ressources sociales, est également bénéfique pour la santé des populations. Nous ne disposons pas d'une mesure parfaite de l'universalité sur une longue période. Nous savons toutefois qu'un État universaliste offre une couverture sociale étendue et suffisamment généreuse pour réduire le recours par les citoyens aux services et à l'assurance disponibles sur le marché privé (Korpi et Palme, 1998; Jacques et Noël, 2018). Il est donc possible d'utiliser la part des dépenses sociales privées dans les dépenses sociales totales comme indicateur de l'universalisme d'un État-providence. Moins les dépenses sociales sont privées, plus l'universalité est présente et plus la santé peut s'améliorer.

H₃ : L'universalité des programmes sociaux, mesurée par la proportion des dépenses privées dans le total des dépenses sociales, est associée à la santé de la population.

La discussion précédente sur l'impact des inégalités suggère que la relation souvent présumée entre les inégalités et la santé des populations n'est pas avérée. C'est notre quatrième hypothèse.

¹ Nous avons notamment effectué une analyse de l'effet du niveau des revenus d'aide sociale (soutien financier minimum), puisque Nelson et Fritzell (2014) trouvent une relation positive entre le niveau absolu de ces revenus et la santé. Cette mesure n'est toutefois disponible que pour un petit échantillon de cas et les résultats, bien que généralement positifs, n'apparaissent pas robustes avec l'utilisation de différents modèles statistiques. Les mesures de générosité utilisées ici permettent une vérification indirecte de cette hypothèse, puisque les États-providence généreux ont tendance à offrir des prestations plus élevées aux personnes recevant de l'aide sociale (Noël, 2019).

H₄ : La relation entre les inégalités, mesurées par le coefficient de gini, et la santé des populations n'est pas significative.

La distribution du pouvoir dans la société pourrait, en revanche, avoir un impact. Dans une étude qui vient de paraître, Megan Reynolds et Veerle Buffel prolongent la logique classique des « ressources du pouvoir » qui sert à expliquer comment les forces de gauche construisent l'État-providence, en suggérant que la force des syndicats pourrait, comme les programmes sociaux, contribuer à la santé des populations en donnant davantage de ressources aux salariés (2020; voir aussi Reynolds et Brady, 2012). Si cette logique du pouvoir joue un rôle dans les relations industrielles, les pays ayant des marchés du travail générant des revenus moins polarisés entre les riches et les pauvres pourraient avoir des populations plus en santé. Or, depuis quelques décennies la tendance sur les marchés du travail est à la polarisation, notamment entre les personnes à revenus moyens ou faibles, plus vulnérables face au changement technologique et à la flexibilisation des marchés, et celles qui ont des revenus supérieurs, qui profitent de ces mêmes changements (Weisstanner, 2020). Ce sont d'ailleurs ces évolutions sur le marché du travail qui contribuent le plus à la hausse des inégalités et qui font le plus de différence entre les pays (Bozio et al., 2020). Au niveau individuel, un marché du travail très polarisé pourrait contribuer au stress et aux ennuis de santé (Leigh et al., 2011). C'est l'hypothèse que nous formulons, en utilisant le ratio des revenus de marché des 10% plus riches par rapport aux 10% les plus pauvres (p90p10) comme indicateur de polarisation. Contrairement au coefficient de Gini, qui mesure la répartition du revenu pour toute la population et est plus influencé par le milieu de la distribution que par les extrêmes, la ratio p90p10 permet de mesurer la distance qui sépare les riches et les pauvres (Wimer et al., 2020). En retenant ce ratio pour les revenus de marché, on obtient un indicateur utile de la polarisation sur le marché du travail.

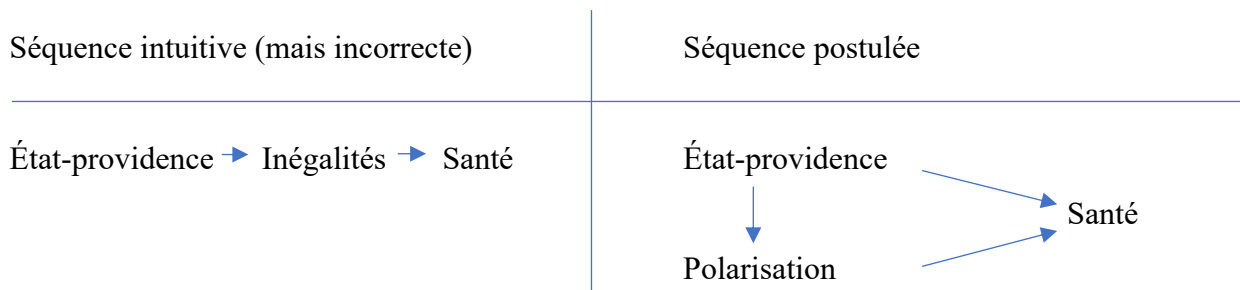
H₅ : La polarisation du marché du travail, mesurée par le ratio p90p10 pour les revenus de marché, nuit à la santé des populations.

La densité syndicale, la nature des relations industrielles et la force de l'État-providence pourraient expliquer en partie cette plus ou moins grande polarisation du marché du travail. Quoi qu'il en soit, si l'hypothèse de la polarisation se vérifie, elle suggérerait moins une validation in extremis du poids des inégalités, qu'une autre indication de la force des rapports de pouvoir et de l'importance des ressources collectives dans l'évolution de la santé. Plus fondamentalement, la confirmation de cette hypothèse renforcerait nos conclusions sur l'importance de la démarchandisation des rapports sociaux

pour assurer des conditions de vie et sécurité favorables à la santé, la démarchandisation pouvant se réaliser par le développement d'un État-providence généreux ou par la réglementation du marché du travail.

Nos hypothèses s'additionnent pour former un cadre théorique différent de celui que l'on présuppose souvent lorsque l'on réfléchit aux déterminants politiques sociaux de la santé. Le graphique 1 résume ce cadre d'interprétation, en le contrastant avec une séquence plus simple, qui semble intuitive mais n'est pas vérifiée. La clé ici, c'est moins la redistribution des revenus que la démarchandisation et la sécurité qu'elle confère en attribuant des ressources et des services aux personnes et en limitant la compétition et les tensions sur le marché du travail.

Graphique 1. Relations entre la protection sociale, la distribution des revenus et la santé



Notre démarche consiste donc à vérifier le lien important entre les politiques sociales et la santé, l'incidence plus limitée et circonscrite des dépenses de santé, et le rôle non significatif des inégalités, sauf pour celles qui relèvent de la polarisation du marché du travail. Les politiques publiques ont des conséquences significatives pour la santé, non pas tant parce qu'elles réduisent les inégalités que parce qu'elles distribuent mieux que le marché les ressources et les protections qui permettent à chacun de tirer son épingle du jeu face aux risques sociaux et à la maladie.

Données et méthodes

Données

La sélection des variables dépendantes et indépendantes est guidée par notre volonté d'utiliser les séries temporelles les plus complètes possibles pour chaque pays de l'OCDE, en vue d'effectuer des analyses robustes. Le tableau 1 ci-dessous présente l'ensemble des variables retenues et leur distribution.

Mesures de santé

Comme la plupart des travaux en santé publique qui effectuent des analyses à l'échelle des pays, cette étude retient quatre mesures principales de la santé des populations : le taux de mortalité pour l'ensemble de la population (totale ou selon le genre), soit le nombre de morts de toutes causes par 100000 habitants, standardisé en fonction de la structure des âges dans la population; l'espérance de vie à la naissance (pour les hommes et les femmes)²; les années potentielles de vie perdues pour les hommes et les femmes, soit une mesure pondérée des années de vie perdues par mort prématurée (avant 75 ans) standardisé en fonction de la structure d'âge d'une population. Finalement, nous utilisons le taux de mortalité infantile, soit le nombre de décès avant un an par 1000 naissances (OCDE, 2020).

Dans l'annexe, nous utilisons aussi l'espérance de vie à 65 ans pour les hommes et les femmes comme variable dépendante. Il est pertinent de comparer l'espérance de vie pour différents groupes d'âge parce qu'en théorie, une augmentation de l'espérance de vie à la naissance pourrait s'expliquer presque uniquement par une diminution de la mortalité infantile. De plus, certaines politiques publiques, telles que la qualité des soins de longue durée ou la générosité des régimes de retraite risquent d'avoir un effet plus important sur l'espérance de vie à 65 ans que sur l'espérance de vie à la naissance (OECD, 2013).

Les corrélations entre les différentes variables dépendantes sont, sans surprise, particulièrement fortes.³ Toutefois, la combinaison de ces variables en un seul indice représentant les problèmes sociaux et de santé (comme dans Wilkinson et Pickett, 2009) ne semble pas une voie à privilégier, puisque le coefficient alpha de Cronbach d'un indice combinant le taux de mortalité, l'espérance de vie à la naissance et la mortalité infantile n'est que de 0,1. Théoriquement, il semble préférable de maintenir des variables dépendantes distinctes, pour lesquelles on peut plus facilement identifier des relations statistiques.

Politiques sociales

Nous utilisons plusieurs variables indépendantes différentes. La première catégorie de variables indépendantes réfère aux dépenses sociales publiques et à la nature de l'État-providence. Selon les catégorisations de l'OCDE, les dépenses sociales incluent l'assurance-chômage, les pensions de vieillesse, les prestations d'invalidité, les prestations pour les veufs/veuves, les politiques de formation

² C'est-à-dire « la durée de vie moyenne d'un nouveau-né si les tendances de la mortalité prévalant au moment de sa naissance restaient inchangées tout au long de sa vie » ([Banque Mondiale, 2020](#)).

³ Le r de Pearson est supérieur à 0,8 sauf pour les relations entre la mortalité infantile, d'une part, et l'espérance de vie à 65 ans, le taux de mortalité et les années de vie perdues par accidents, d'autre part.

de la main-d'œuvre, les politiques d'habitation, l'assistance sociale et les politiques familiales. Nous excluons les dépenses de santé des dépenses sociales et les analysons séparément en vue de tester l'hypothèse voulant que les politiques sociales aient plus d'impact que les dépenses de santé sur la santé des populations. Dans l'annexe, nous testons séparément l'impact de chacune de ces catégories de dépenses sociales sur la santé. Pour faciliter la comparaison entre les pays et dans le temps, les dépenses sociales et de santé sont exprimées en proportion du PIB annuel d'un pays, tel qu'il est admis dans la recherche sur les politiques sociales.

Nous considérons également les dépenses sociales privées. Ces dépenses sont des charges qui correspondent aux catégories de dépenses sociales décrites plus haut, mais qui sont payées par les personnes elles-mêmes. Nous n'incluons que les dépenses privées volontaires et excluons les dépenses privées obligatoires, qui s'apparentent davantage à une assurance publique. Nous calculons les dépenses privées en proportion du total des dépenses sociales publiques et privées, les deux exprimées en proportion du PIB. Cette mesure, qui représente la part des dépenses sociales privatisées, permet de prendre en compte la nature plus ou moins universaliste de chaque État-providence (Jacques et Noël, 2018).

Les variables précédentes sont exprimées en proportion du PIB de sorte que leur niveau peut être influencé par des facteurs externes qui n'ont rien à voir avec un changement dans la générosité de l'État-providence. Par exemple, en influençant le dénominateur (PIB), une récession économique augmente les dépenses sociales en proportion du PIB, alors qu'une période de croissance soutenue effectue l'inverse. De la même façon, un accroissement du chômage augmente le niveau de dépenses en assurance-chômage, sans que le programme ne soit devenu plus généreux.

Pour remédier à de tels problèmes, Lyle Scruggs, Detlef Jahn et Kati Kuitto (2017) ont construit un indice de générosité de l'État-providence. Ce dernier se base sur la générosité de trois politiques sociales visant à remédier aux risques sociaux traditionnels : la vieillesse, la perte de revenu liée à la maladie⁴ et le chômage. Pour l'assurance-chômage et l'assurance-maladie (au sens européen du terme), les indices combinent le taux de remplacement du revenu pour un travail ou une famille type gagnant 100% du revenu moyen d'un pays, la période de qualification nécessaire pour obtenir la prestation sociale, le pourcentage de la population couvert par cette assurance publique, ainsi que la durée et la période d'attente de la prestation sociale.⁵ Les indices par programmes sont utilisés séparément ou

⁴ Traduction de *sickness pay insurance*; « Sickpay insurance is benefits paid in the event of short-term non-occupational illness or injury ». Ce type de bénéfices n'existe pas au Canada.

⁵ Pour les retraites, la durée de la prestation et la période d'attente sont remplacées par la proportion financée par l'employeur, l'âge de la retraite ajusté selon l'espérance de vie et le nombre d'années de revenus utilisé dans le calcul de la valeur des prestations.

combinés dans un indice composite de la générosité de l'État-providence. Le défaut principal de ces indices est qu'ils ne couvrent qu'une partie de l'État-providence, excluant par exemple les politiques familiales ou l'assistance sociale. De plus, ces indices ne valent que pour une population type (un travailleur gagnant le salaire moyen du pays). Ils constituent tout de même un complément utile aux mesures de dépenses sociales qui fait autorité dans la littérature sur les politiques sociales.

Distribution du revenu

Nous utilisons plusieurs variables de distribution du revenu qui mesurent des aspects différents des inégalités et de la pauvreté. L'objectif est d'identifier quel aspect de la distribution des revenus est le plus relié à la santé publique. Tout d'abord, nous utilisons l'indice Gini pour les revenus disponibles (après impôts et transferts). L'indice Gini représente la synthèse la plus utilisée des inégalités de revenus et exprime la différence entre la distribution du revenu observée dans un pays et l'égalité parfaite (0) ou l'inégalité complète (1). L'indice Gini est assez sensible aux changements qui s'opèrent au milieu de la distribution des revenus, mais peu affecté par les changements aux extrémités (pauvres et riches) (Jensen et Van Kersbergen, 2016; Wimer et al., 2020).

Nous considérons aussi les inégalités qui prévalent avant l'effet des impôts et transferts. Pour ce faire, nous utilisons le Gini de marché, soit l'inégalité des revenus de travail, de capital et de transferts privés, avant impôts et transferts. Nous retenons aussi des mesures de distribution de revenu qui comparent différents déciles de revenus, telles que le p90p10, soit le ratio des revenus de travail entre les 10% les plus riches et les 10% les plus pauvres et le p90p50. Finalement, nous utilisons une mesure de la proportion du revenu national accaparé par le 1% le plus riche. Ainsi, avec l'ensemble de ces mesures, nous pouvons obtenir un portrait nuancé de la relation entre les inégalités et la santé. Enfin, nous mesurons la pauvreté par le pourcentage de la population vivant avec 50% ou moins du revenu national médian, après impôts et transferts. D'autres mesures de la pauvreté existent, mais la série temporelle disponible est trop courte pour pouvoir effectuer des analyses statistiques adéquates.

Variables de contrôle

Les variables de contrôle que nous utilisons sont assez similaires aux variables utilisées dans les études comparatives sur la santé des populations. Le pourcentage de la population âgée de 65 ans et plus, le taux de chômage et le PIB par habitant influencent tant le niveau de dépenses sociales que la santé

moyenne des populations. Nous contrôlons aussi pour la consommation d'alcool moyenne par habitant, qui constitue un bon indicateur des habitudes de vie, variant entre les pays et à travers le temps. Ces contrôles sont disponibles pour une longue période de temps dans les pays analysés.

Échantillon

Bien que nos mesures de santé soient disponibles à partir de 1960 dans plusieurs pays, les séries de dépenses sociales commencent généralement à partir de 1980, alors que les mesures de distribution du revenu basées sur l'indice Gini sont disponibles à partir des années 1970 pour certains pays. Les autres mesures de distribution du revenu telles que les ratios de revenu et la pauvreté, ainsi que les mesures de soutien financier minimal sont disponibles sur de plus courtes périodes (à partir de 1990). Notre échantillon comporte au maximum 30 pays de l'OCDE,⁶ et diminue en fonction de la disponibilité des variables indépendantes. Les modèles basés sur les dépenses sociales ou ceux basés sur les indices de Gini excluent la Corée du Sud, Israël et la Suisse⁷ à cause d'un manque de données. Ceux qui utilisent les indices de générosité excluent les pays d'Europe de l'Est, la Corée du Sud, l'Islande, Israël et le Luxembourg.

⁶ Tous les pays de l'OCDE sont inclus sauf les pays baltes et les trois pays les moins riches du groupe, soit le Chili, le Mexique et la Turquie. Les pays baltes sont exclus à cause d'un manque de constance dans leurs séries de données sur la santé.

⁷ Les données sur la consommation d'alcool ne sont pas disponibles pour la Suisse, alors que plusieurs données de contrôle ne sont pas disponibles pour la Corée du Sud et Israël.

Tableau 1. Variables dépendantes et indépendantes : statistiques descriptives

Variable	N	Moyenne	Écart-type	Minimum	Maximum	Référence
Taux de mortalité	1534	1155,9	301,8	566,5	1949,2	OCDE, <i>Statistiques sur la santé</i> ⁸
Taux de mortalité infantile	1694	11,7	10,2	0,7	88,8	
Espérance de vie à la naissance	1597	75,8	4,1	62,3	84,2	
Années potentielles de vie perdues	1552	7615,3	2985	2990,3	22526,2	
Dépenses sociales publiques, excluant la santé	972	14,36	4,5	1,3	27,9	OCDE, <i>Base de données sur les dépenses sociales</i>
Dépenses publiques de santé	999	5,3	1,3	1,3	8,9	
Part des dépenses sociales privées	895	8,91	8,84	0	39,9	
Indice de générosité de l'État-providence	758	31,1	7,1	10,8	46,6	Scruggs et al., 2017
Indice de générosité, assurance-chômage	817	9,5	2,7	1,7	14,5	
Indice de générosité, invalidité	816	10,0	4,2	0	18,2	
Indice de générosité, retraites	766	11,6	2,1	6,4	17,1	
Gini, revenu disponible	1335	28,5	4,0	17,5	38,2	Solt 2020
Gini, revenu de marché	1335	44,6	4,8	30	54	
Part des revenus du 1% le plus riche	801	0,1	0,03	0,04	0,2	WID
Taux de pauvreté, 50% du revenu médian	761	,098	,039	,027	,213	OCDE, <i>Base de données sur la distribution des revenus</i>
Ratio des revenus de marché p90p50	759	1,8	0,2	1,3	2,8	CWS
Ratio des revenus de marché p50p10	760	1,7	0,2	1,3	2,433	
Ratio des revenus de marché p90p10	556	3,0	0,7	1,9	5,2	
PIB par habitant	1342	31573,8	171223,0	2041,9	105000	OCDE, <i>Comptes nationaux</i>
Consommation d'alcool	1590	10,3	3,7	1,5	23,2	OCDE, <i>Statistiques de l'OCDE sur la santé</i>
Taux de chômage	1420	6,0	4,2	0	27,5	CPDS
Part de la population de 65+	1437	13,7	3,2	5,7	27,7	

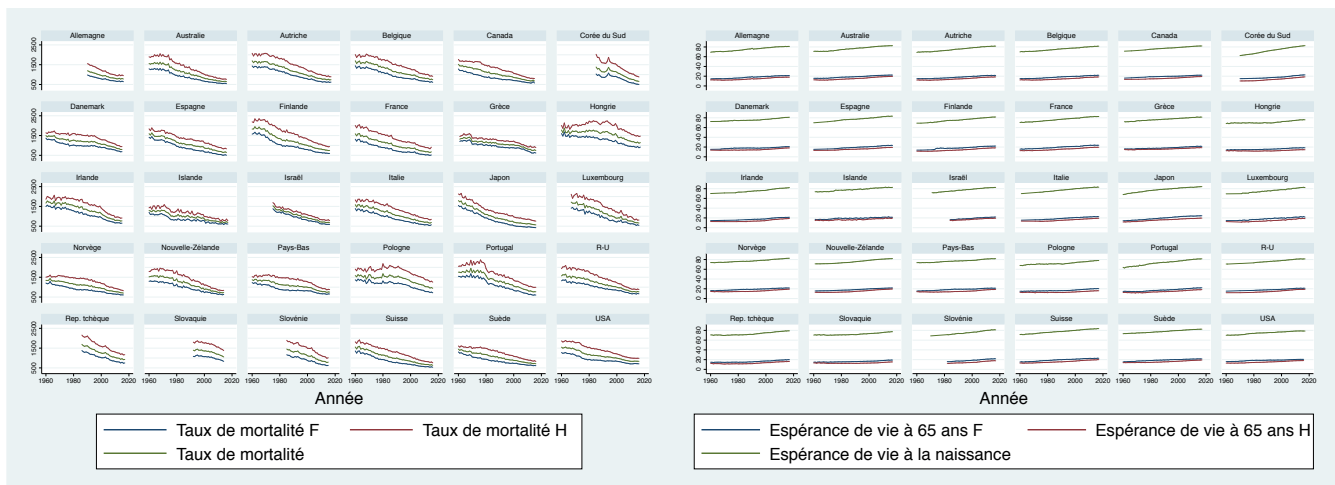
⁸ Les espaces blancs indiquent que la référence est la même que la précédente.

Méthodes

Enjeux statistiques

L'analyse statistique de l'effet des politiques sociales et de la distribution du revenu sur la santé se bute à trois problèmes fondamentaux : la nature des séries temporelles, la forte autocorrélation des variables dépendantes et le décalage temporel entre un changement dans une variable indépendante et son effet potentiel sur une variable dépendante. Les séries temporelles des mesures de santé sont caractérisées par une lente augmentation linéaire, tel que le montre le graphique 2. L'espérance de vie des populations, par exemple, augmente de manière linéaire à travers le temps, alors que le taux de mortalité diminue. La tendance à l'amélioration est assez similaire pour les autres variables dépendantes.

Graphique 2. L'évolution du taux de mortalité (gauche) et de l'espérance de vie (droite)



Des analyses statistiques qui associent deux séries ayant une tendance linéaire à la hausse (ou à la baisse) pourraient trouver une forte corrélation entre celles-ci sans que cette variance ne représente une relation statistique réelle entre les deux variables. Il s'agirait plutôt d'une corrélation fallacieuse. Par exemple, on observerait certainement un lien significatif entre l'utilisation d'Internet par habitant à travers le temps et l'espérance de vie, simplement parce que les deux augmentent en même temps. Pour résoudre ce problème, nous utilisons une tendance linéaire spécifique à chaque pays (en faisant une interaction entre chaque pays et les années) (Linden et Ray, 2017).

L'autre problème relié à la nature des séries temporelles relève de la stationnarité de la série. En analyse de série temporelle, la stationnarité implique qu'une série tend vers sa moyenne à mesure que T (le temps) s'approche de l'infini. À l'inverse, une série non-stationnaire ne revient pas vers sa moyenne.

Comme pour des séries qui ont une tendance à la hausse ou à la baisse, deux séries non-stationnaires risquent d'être corrélées de manière fallacieuse, même si elles n'ont aucune relation statistique « réelle » entre elles. Par exemple, le changement quotidien de la valeur d'un indice boursier est une série stationnaire puisqu'il tend à vers sa moyenne (avec une légère tendance à la hausse) alors que des journées de fortes pertes suivent des journées positives. À l'inverse, le poids d'une personne pendant sa vie est non-stationnaire puisqu'il ne revient pas nécessairement à sa moyenne chaque année; il croît jusqu'à l'âge adulte puis, l'augmentation d'une année à l'autre est aléatoire, en ce sens qu'elle n'est pas influencée par les changements de l'année précédente. Comme pour deux séries qui suivent une tendance à la hausse, corréler deux séries non-stationnaires risque de révéler une relation statistique fallacieuse. Une équation doit être équilibrée, c'est-à-dire que l'ensemble des variables doit être stationnaire (Grant et Lebo, 2016; Pickup et Kellstedt, 2020). Pour rendre stationnaire une série non-stationnaire, il importe de calculer la première différence (la différence entre $X_{t0} - X_{t-1}$) de la variable (Box-Steffensmeier et al., 2014).

Le deuxième problème fondamental de l'analyse statistique de la santé des populations au niveau macro relève de la forte autocorrélation des variables. En effet, la santé des populations change peu à travers le temps. Ainsi, une variable dépendante décalée (Y_{t-1}) explique environ 98% de la variance de chacune des variables dépendantes. Un modèle incluant une variable dépendante décalée laisse donc peu de place à l'effet de la variable indépendante, particulièrement lorsque nous utilisons des effets fixes par pays. Inclure des effets fixes par pays dans une équation implique que celle-ci n'estime que la relation entre une variable indépendante et une variable dépendante à travers le temps à l'intérieur d'un même pays, de sorte que la variable dépendante décalée et les effets fixes par pays vont expliquer presque 100% de la variance de la variable dépendante, laissant peu de place pour constater un effet significatif pour une variable indépendante. Pour cette raison, les études en santé publique basées sur des données de panels au niveau des pays ont tendance à ne pas utiliser de variables dépendantes décalées dans leurs modèles (Beckfield et Bambra, 2016; Bradley et al., 2011; Kim, 2019; Reynolds et Avendano, 2018). Toutefois, en science politique et en économie, il est commun d'utiliser des variables dépendantes décalées même si la variable dépendante décalée explique une large proportion de la variance. En effet, ne pas utiliser une variable dépendante décalée risque de créer un biais causé par une variable omise et empêche de calculer un effet de long terme, ce qui s'avère crucial dans une analyse de série temporelle (Wilkins, 2017).

Nous retenons donc deux types de modèles : l'un avec variable dépendante décalée et l'autre sans elle, puisqu'il existe de bonnes raisons de choisir l'un ou l'autre. Les modèles utilisant une variable dépendante décalée limitent le risque de variable omise et permettent de calculer un effet de long terme.

Ils sont considérés comme plus conservateurs; trouver un effet de nos variables indépendantes dans ces modèles fonde une présomption plus forte de relation potentielle que lorsque l'effet est présent uniquement lorsque l'on n'utilise pas la variable dépendante décalée. Au contraire, les modèles sans variable dépendante décalée limitent le risque de « surprédiction » (*overfitting*) et sont plus comparables avec les analyses couramment utilisées en santé publique. Chaque modèle utilise une correction Prais-Winsten de l'autocorrélation dans le terme d'erreur.

Finalement, la question du décalage temporel des effets des variables indépendantes doit être abordée. Après combien d'années devrait-on observer l'effet d'un changement de politiques publiques sur la santé des populations? Dans l'analyse principale, nous présentons des modèles avec des décalages temporels de 1 et 5 ans puisqu'il est probable que l'effet des politiques publiques sur la santé prenne beaucoup de temps à se matérialiser (5 ans) (Kim, 2019). Ces modèles supposent qu'il n'y a aucun effet immédiat de X sur Y. Nous présentons donc une structure temporelle alternative dans l'annexe, soit simplement un décalage de cinq ans, pour s'assurer que nos résultats ne dépendent pas d'une structure temporelle particulière.

Modèles

Des tests de stationnarité sont réalisés pour chacune des variables. Ils démontrent que les variables dépendantes sont stationnaires autour d'une tendance à la hausse, tout comme les dépenses sociales et les indices de générosité. Les mesures d'inégalités, en revanche, sont non-stationnaires, sauf pour les ratios de revenus pour lesquels les résultats des tests de stationnarité dépendent du test choisi (les tests sont incertains pour les mesures de pauvreté et de redistribution). Puisque les mesures d'inégalités sont non-stationnaires, nous complétons l'analyse avec des modèles en première différence, qui les rendent stationnaires. Toutes les variables contrôles sauf le taux de chômage sont non-stationnaires. Nous retenons donc leur première différence plutôt que leur niveau en vue de les rendre stationnaires.

Nous avons recours à des modèles décalés autorégressifs distribués (*autoregressive distributed lag models*). Ces modèles incluent des effets fixes par pays. Ces derniers sont théoriquement justifiés puisque nous n'avons pas les données nécessaires pour contrôler pour plusieurs facteurs qui influencent la santé d'une population, tels que le climat ou l'alimentation. Les effets fixes permettent de contrôler pour toutes les variables qui ne changent pas à travers le temps et qui sont spécifiques à un pays. Ce faisant, nos équations analysent l'effet d'un changement dans la variable indépendante sur la variable dépendante à l'intérieur d'un même pays. Notre modèle de base se fonde sur l'équation 1 suivante :

$$Y_{it} = a_{0it} + a_1 Y_{it-1} + b_1 X_{it-1} + b_2 X_{it-5} + b_3 Z_{it-1} + b_4 Z_{it-5} + \varphi_i + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Y est une mesure de la santé de la population au temps t dans un pays i et est prédit par une constante a , la variable dépendante décalée d'une année Y_{t-1} , une variable indépendante X_{t-1} et X_{t-5} ainsi que des contrôles, un effet fixe par pays φ_i , une tendance linéaire spécifique à chaque pays τ_i , ainsi qu'un terme d'erreur ε auquel une correction Prais-Winsten pour autocorrélation (AR1) a été appliquée. Nous recourons également à des modèles avec « *panel corrected standard errors* » pour corriger pour l'hétéroscédasticité, tels qu'utilisés communément dans l'analyse de données de panels (Beck et Katz, 1995).⁹

Ces modèles sont particulièrement conservateurs : si une variable indépendante maintient sa relation avec des mesures de santé qui varient relativement peu à travers le temps malgré l'utilisation d'une variable dépendante décalée, d'effets fixes par pays ainsi que d'une tendance linéaire spécifique à chaque pays, on peut conclure que son effet est assez robuste. À l'inverse, il est possible que certaines variables dont l'effet n'est pas statistiquement significatif aient un effet réel qui ne soit pas détecté par ces modèles conservateurs. Nous réitérons que nos résultats ne peuvent pas démontrer des relations causales. Lorsque nous mentionnons qu'une variable a un « effet sur la santé » il ne s'agit que d'une corrélation basée sur des données observées, que la théorie nous permet de considérer comme un effet plausible. Finalement, dans des analyses supplémentaires, nous enlevons un pays à la fois de l'équation pour nous assurer que les résultats ne dépendent pas d'un seul panel. Ceci ne change pas les résultats.

À partir de ces modèles, des effets de long-terme peuvent être calculés. Ceux-ci représentent l'effet cumulatif d'un changement dans la variable indépendante sur la variable dépendante. Leur coefficient est établi grâce à la formule suivante : $(b_1 + b_2 / 1 - a_1)$. Leur erreur-type est calculée selon la transformation de Bewley (De Boef et Keele, 2008).

Résultats

Les dépenses sociales et les dépenses de santé

Nous commençons notre analyse en nous penchant sur l'influence sur les indicateurs de santé des dépenses publiques pour la protection sociale et la santé. Rappelons que contrairement aux catégorisations proposées par l'OCDE, nous séparons les dépenses sociales des dépenses de santé. Le tableau 2 présente quatorze modèles qui utilisent les dépenses sociales et les dépenses de santé dans la même équation et reprennent la même structure temporelle que celle proposée par l'équation 1. Des modèles qui considèrent séparément les dépenses sociales et les dépenses de santé et qui retiennent des

⁹ Les résultats sont similaires si on enlève la correction Prais-Winsten ou si on utilise des erreurs types robustes par pays plutôt que le « *panel corrected standard error* ».

structures temporelles alternatives ont aussi été réalisés. Ceux-ci sont présentés en annexe, mais les résultats sont très similaires à ceux du tableau 2. Nous avons aussi procédé à une division des dépenses sociales en sept catégories. Cette analyse, aussi disponible en annexe, révèle qu'une décomposition des dépenses sociales en différentes catégories ne nous permet pas de préciser la relation entre les dépenses sociales et la santé des populations, possiblement parce que les variations temporelles dans chaque catégorie sont trop faibles. Il vaut donc mieux demeurer à un niveau agrégé de dépenses, puisque nous ne sommes pas en mesure de déterminer laquelle des catégories de dépenses sociales influence davantage la santé. Nous avons aussi effectué des tests de causalité inversée, qui ne se sont pas révélés concluants.¹⁰

Les dépenses sociales ont un effet significatif sur la mortalité infantile et les années de vies perdues tant avec que sans variable dépendante décalée (VDD). Les résultats sont similaires si on utilise une structure temporelle différente, sauf pour les modèles avec variables indépendantes décalées à 0 et 1. Ceux-ci sont instables, suggérant qu'une modélisation de l'effet des politiques publiques sur la santé doit tenir compte d'un effet de X_{t-5} . A contrario, les dépenses de santé n'ont pas d'effet significatif positif sur la santé publique : dans certains modèles, elles vont même augmenter le taux de mortalité.

¹⁰ Certaines études démontrent qu'il peut y avoir une causalité inversée entre la santé et les dépenses de santé (Linden et Ray, 2017). En effet, il est plausible de croire que plus l'espérance de vie à 65 ans est élevée, plus les dépenses de santé par habitant seront importantes, puisque les dépenses de santé moyennes par habitant tendent à augmenter en fonction de l'âge d'un individu. De plus, puisqu'il existe des contraintes politiques contre une augmentation substantielle des revenus des gouvernements des démocraties avancées, une hausse des dépenses de santé peut avoir un effet négatif sur le niveau des dépenses sociales : une augmentation des dépenses de santé risque d'augmenter leur proportion relative dans le budget de l'État, laissant moins de place aux autres dépenses (Jacques, 2020). Il est ainsi possible que la causalité soit inversée dans la relation entre du côté gauche de la régression, la santé des populations et du côté droit, les dépenses sociales ou de santé. Pour vérifier si on fait face à une situation de causalité inversée, nous utilisons des modèles vectoriels autorégressifs. Ces modèles postulent que chaque variable est endogène : aucune n'est déclarée comme variable dépendante et chaque variable peut « causer » l'autre variable (Box-Steffensmeier et al., 2014). Les tests de causalité de Granger révèlent que les indicateurs de santé publique ne « causent » pas les dépenses sociales ou les dépenses de santé, ce qui confirme qu'il n'y a pas de problème de causalité inversée dans nos modèles.

Tableau 2. Effet des dépenses sociales et de santé, modèles avec effets fixes par pays et tendance linéaire spécifique à chaque pays

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Variable dépendante décalée	0.584*** (0.0305)		0.578*** (0.0410)		0.432*** (0.0608)		0.573*** (0.0477)		0.413*** (0.0565)		0.596*** (0.0340)		0.760*** (0.0279)	
Dep. Soc t-1	-0.378 (0.501)	0.876 (0.751)	-1.078 (0.836)	1.124 (1.145)	-0.00435 (0.0119)	-0.00687 (0.0153)	0.00280 (0.00956)	-0.0105 (0.0126)	-10.24*** (3.759)	-7.728* (4.498)	-18.09*** (4.489)	-6.801 (6.536)	-0.045*** (0.0109)	-0.057*** (0.0210)
Dep. Soc t-5	0.413 (0.444)	0.555 (0.684)	0.890 (0.846)	1.017 (1.088)	-0.00947 (0.0111)	-0.0145 (0.0140)	0.00402 (0.00897)	-0.00345 (0.0116)	-12.93*** (3.677)	-16.41*** (4.393)	-24.69*** (4.843)	-26.59*** (6.602)	-0.0181* (0.0103)	-0.081*** (0.0194)
Dep santé t-1	3.460** (1.612)	3.334 (2.294)	1.031 (2.145)	0.0791 (3.232)	-0.0190 (0.0247)	-0.0287 (0.0350)	-0.0137 (0.0210)	-0.0252 (0.0318)	10.15 (12.74)	9.609 (14.68)	10.78 (15.35)	23.41 (22.63)	0.0355 (0.0332)	0.0692 (0.0704)
dep santé t-5	0.413 (1.531)	1.046 (2.196)	0.640 (2.268)	0.832 (3.454)	-0.0136 (0.0260)	-0.00146 (0.0355)	0.0175 (0.0209)	0.0373 (0.0306)	23.06** (10.96)	16.15 (13.06)	4.867 (17.72)	20.31 (23.57)	0.0565* (0.0311)	0.177*** (0.0635)
Δ PIB/h t-1	0.00281** (0.00121)	0.00276** (0.00115)	-0.00115 (0.00178)	-0.000164 (0.00178)	05** (1.97e-05)	05* (1.99e-05)	-5.50e-06 (1.51e-05)	-1.42e-06 (1.51e-05)	-0.000303 (0.0116)	-0.000922 (0.00922)	-0.000245 (0.0112)	-0.00533 (0.0113)	-5.73e-06 (2.55e-05)	1.47e-05 (3.13e-05)
Δ PIB/h t-5	-0.000233 (0.00116)	0.00108 (0.00115)	-0.00115 (0.00174)	0.00196 (0.00179)	-3.02e-05 (2.16e-05)	-3.17e-05 (2.18e-05)	-1.15e-05 (1.70e-05)	-3.14e-05* (1.65e-05)	-0.0115 (0.0110)	-0.0133 (0.00931)	-0.00467 (0.0109)	0.0154 (0.0117)	-6.34e-05** (2.75e-05)	-5.93e-05* (3.39e-05)
Δ alcool t-1	3.923*** (1.501)	1.704 (1.231)	6.379*** (2.243)	2.888 (1.785)	-0.0198 (0.0223)	-0.00640 (0.0184)	-0.0369* (0.0204)	-0.00817 (0.0160)	10.83 (9.141)	8.286 (7.126)	19.13 (18.11)	-0.531 (13.76)	0.0222 (0.0367)	-0.0113 (0.0324)
Δ alcool t-5	-3.600*** (1.340)	-1.951* (1.126)	-5.465*** (2.032)	-3.906** (1.695)	0.0398* (0.0215)	0.0257 (0.0183)	0.0460** (0.0201)	0.0307* (0.0159)	2.851 (9.234)	5.243 (7.228)	-36.67** (16.75)	-24.28* (12.68)	0.0365 (0.0337)	0.0308 (0.0310)
Chômage t-1	-0.0449 (0.383)	-1.833*** (0.542)	0.254 (0.592)	-1.589* (0.833)	0.00613 (0.00692)	0.0189* (0.00982)	0.00800 (0.00605)	0.0334*** (0.00890)	4.797** (2.011)	0.810 (2.896)	0.643 (3.838)	-21.08*** (6.085)	0.0206*** (0.00562)	0.0406*** (0.0154)
Chômage t-5	-0.132 (0.375)	0.441 (0.566)	-0.0146 (0.586)	1.301 (0.803)	-0.00278 (0.00730)	-0.00424 (0.0104)	-0.0141** (0.00615)	-0.0204** (0.00912)	5.342** (2.348)	7.968** (3.106)	14.81*** (3.769)	18.03*** (5.875)	0.00562 (0.00713)	0.0302** (0.0149)
Δ pop 65+ t-1	-2.656 (4.085)	3.382 (5.562)	-0.0164 (6.078)	8.823 (6.637)	-0.0117 (0.0944)	-0.0280 (0.0966)	-0.0474 (0.0735)	-0.0694 (0.0718)	2.358 (29.90)	17.57 (28.75)	148.3*** (45.89)	138.3*** (52.59)	0.122 (0.0946)	0.237* (0.126)
Δ pop 65+ t-5	6.893 (4.381)	-1.606 (5.182)	16.99*** (6.352)	3.203 (6.885)	-0.0151 (0.106)	0.00717 (0.109)	-0.173** (0.0849)	-0.0933 (0.0843)	-12.49 (32.80)	39.93 (32.19)	54.55 (43.61)	126.2** (51.93)	-0.260*** (0.101)	-0.0421 (0.156)
Constante	10,060*** (979.4)	25,806*** (1,004)	19,186*** (2,140)	48,580*** (1,418)	-175.5*** (21.75)	-310*** (13.79)	-191.4*** (23.96)	-465.7*** (14.69)	89,435*** (10,928)	161,612*** (5,707)	117,434*** (13,892)	343,888*** (10,932)	68.26*** (15.25)	363.4*** (24.30)
Observations	732	738	732	738	764	765	764	765	739	746	739	746	764	764
R-carré	0.982	0.967	0.988	0.979	0.987	0.997	0.994	0.998	0.983	0.968	0.991	0.979	0.967	0.874
Nombre de pays	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Erreurs types en parenthèses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

La générosité de l'État-providence

Le tableau 3 montre que la générosité de l'État-providence a un effet significatif sur le taux de mortalité et les années de vie perdues tant pour les hommes que pour les femmes, ainsi que sur l'espérance de vie des femmes. Seuls les effets sur le taux de mortalité demeurent significatifs avec une VDD. Il est intéressant de constater que l'indice de générosité n'a pas d'effet sur l'espérance de vie des hommes. Les effets sur la mortalité infantile sont inconstants. Si on compare les résultats des tableaux 2 et 3, on observe que tant l'indice de générosité que les dépenses sociales ont des effets similaires sur les années de vie perdues, mais qu'en général c'est l'indice de générosité qui influence le plus nos différentes variables.

L'analyse se poursuit au tableau 4 avec les trois variables qui composent l'indice de générosité. Chacune des composantes de la générosité est utilisée séparément dans chaque régression, mais pour économiser de l'espace, le tableau suggère que les composantes de l'indice de générosité sont utilisées ensemble dans chaque modèle. On observe que c'est surtout la générosité des retraites qui explique l'effet significatif de l'indice de générosité sur le taux de mortalité. Le taux de mortalité des hommes (avec et sans VDD) ainsi que les années de vie perdues des deux sexes (seulement sans VDD) ne sont influencés que par les retraites (l'effet est plus important pour les femmes). Avec une VDD, il n'y a que le taux de mortalité des femmes qui soit significativement influencé par la générosité des retraites et de l'assurance-chômage, alors que la générosité de l'assurance-invalidité n'a d'effet sur le taux de mortalité des femmes que sans VDD. Aucune variable n'a d'effet significatif sur l'espérance de vie des hommes. L'espérance de vie des femmes est influencée négativement par la générosité du chômage, alors que la générosité de l'assurance invalidité et des retraites influence positivement l'espérance de vie des femmes. Finalement, la générosité du chômage et des retraites diminue la mortalité infantile. Nos résultats sont donc similaires à ceux de Beckfield et Bambra (2016) qui trouvaient un effet plus important sur la santé pour la générosité des retraites que pour l'assurance-chômage.

Tableau 3. Générosité de l'État providence et santé (les modèles incluent des effets fixes, une tendance linéaire spécifique et des contrôles)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Taux de mortalité F		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Variable dépendante décalée	0.606***		0.626***		0.712***		0.753***		0.815***		0.776***		0.814***	
	(0.0501)		(0.0361)		(0.0383)		(0.0265)		(0.0285)		(0.0264)		(0.0146)	
Générosité t-1	0.439	0.821	0.583	2.032	-0.00308	-0.00705	-0.00866	-0.0220*	0.00502	6.214	4.934	11.44	0.0205**	-0.00985
	(0.523)	(0.769)	(0.789)	(1.343)	(0.00704)	(0.0111)	(0.00739)	(0.0117)	(2.857)	(4.823)	(6.976)	(9.267)	(0.00993)	(0.0199)
Générosité t-5	-2.09***	-4.62***	-1.786***	-3.68***	0.00924	0.0345***	0.00645	0.000650	0.470	-11.5***	-8.991*	-15.8**	-0.00743	-0.064***
	(0.531)	(0.633)	(0.614)	(0.932)	(0.00605)	(0.00813)	(0.00587)	(0.00829)	(2.190)	(3.755)	(5.285)	(7.481)	(0.00764)	(0.0162)
Observations	624	628	624	628	634	639	634	639	624	628	624	628	647	647
R-carré	0.986	0.971	0.990	0.978	0.997	0.998	0.997	0.998	0.994	0.973	0.995	0.982	0.988	0.915
Nombre de pays	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20

Tableau 4. Composante de l'indice de générosité, mêmes modèles qu'au tableau 3

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Taux de mortalité F		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Gen. chômage t-1	2.057*	2.585	1.767	3.063	-0.0282*	-0.0488**	-0.0191	-0.0443*	10.75*	18.77*	15.49	10.71	0.0181	-0.0355
	(1.202)	(1.894)	(1.664)	(2.859)	(0.0151)	(0.0240)	(0.0137)	(0.0232)	(5.870)	(10.45)	(11.19)	(16.36)	(0.0203)	(0.0452)
Gen. chômage t-5	-2.622**	-3.767**	-2.560	-1.417	0.0204	0.0265	0.00426	-0.0331	-6.938	-10.37	-5.892	11.49	-0.0218	-0.129***
	(1.185)	(1.691)	(1.686)	(2.622)	(0.0131)	(0.0215)	(0.0120)	(0.0214)	(5.732)	(9.046)	(10.23)	(14.14)	(0.0202)	(0.0391)
Gen. retraites t-1	-3.79***	-6.783***	-1.469	-3.080	0.0305*	0.0858***	-0.0165	-0.00166	-5.417	-45.85***	-1.087	-3.264	0.00147	-0.157***
	(1.341)	(1.811)	(1.406)	(2.315)	(0.0184)	(0.0269)	(0.0136)	(0.0216)	(5.787)	(9.388)	(9.991)	(15.16)	(0.0228)	(0.0419)
Gen. retraites t-5	-3.20***	-8.546***	-2.417**	-4.987**	0.00786	0.0419*	0.00712	-0.0182	-5.518	-42.54***	-13.33*	-39.57***	-0.0170	-0.153***
	(1.161)	(1.589)	(1.196)	(1.956)	(0.0159)	(0.0235)	(0.0119)	(0.0188)	(4.274)	(7.892)	(7.919)	(13.98)	(0.0180)	(0.0404)
Gen. inval. t-1	-0.652	-1.588	-1.484	-2.316	0.0105	0.0218	-0.00168	-0.0137	-2.621	6.223	6.334	-2.076	0.0391	0.0319
	(1.219)	(2.026)	(2.036)	(3.448)	(0.0147)	(0.0247)	(0.0158)	(0.0283)	(8.467)	(14.81)	(14.50)	(21.76)	(0.0269)	(0.0516)
Gen. inval. t-5	-1.514	-4.163***	-0.757	-2.133	0.0110	0.0436**	0.00530	-0.0107	5.184	-1.289	-11.15	-14.01	0.00211	-0.00541
	(1.003)	(1.530)	(1.387)	(2.259)	(0.0128)	(0.0182)	(0.0128)	(0.0191)	(5.297)	(9.087)	(9.484)	(14.34)	(0.0181)	(0.0348)
Variable dépendante décalée	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Observations	676	680	676	680	684	688	684	688	676	680	676	680	699	699
R-squared	0.987	0.970	0.991	0.977	0.997	0.997	0.997	0.998	0.995	0.971	0.995	0.981	0.991	0.902
Number of ctyid	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20

Erreurs types en parenthèses, *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Les dépenses sociales privées

Le tableau 5 présente l'effet des dépenses sociales privées sur les années de vie perdues, la mortalité infantile et l'espérance de vie à 65 ans. Les variables dépendantes qui ne sont pas incluses dans le tableau ne sont pas affectées de manière significative par les dépenses sociales privées. Lorsque l'on utilise une variable dépendante décalée, les dépenses sociales privées ont un effet négatif uniquement sur l'espérance de vie des femmes à 65 ans, mais pas sur celle des hommes. Considérant que la part des dépenses sociales privées varie peu à travers le temps, il n'est pas surprenant que l'utilisation d'une variable dépendante décalée avec des effets fixes et une tendance linéaire spécifique fasse disparaître l'effet des dépenses sociales privées. Les dépenses sociales privées diminuent la mortalité infantile (sans variable dépendante décalée) et diminuent les années de vie perdues, ce qui contredit nos postulats théoriques. Toutefois, ces résultats contre-intuitifs ne sont pas robustes si on exclut les États-Unis (sauf pour les effets sur l'espérance de vie, qui demeurent peu importe quel pays est exclu de l'analyse). Bref, l'effet des dépenses sociales privées est beaucoup moins clair que celui des dépenses sociales ou de l'indice de générosité, mais il diminue l'espérance de vie.

Tableau 5. Effet des dépenses sociales privées et santé, incluant contrôles, tendance linéaire et effets fixes par pays

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
	Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile		Espérance de vie 65 F		Espérance de vie 65 H	
Dép. soc. privées t-1	-7.205*** (2.218)	-7.641*** (2.816)	-14.61*** (3.568)	-19.19*** (5.565)	-0.0126* (0.00645)	-0.0293** (0.0116)	-0.0155** (0.00678)	-0.0220*** (0.00843)	-0.00396 (0.00496)	-0.00978 (0.00710)
Dép. soc. privées t-5	-0.774 (1.861)	-2.473 (2.847)	-1.100 (3.058)	-5.675 (4.641)	-0.00724 (0.00643)	-0.0379*** (0.0103)	-0.00181 (0.00558)	-0.00314 (0.00719)	0.000870 (0.00446)	0.00187 (0.00595)
Variable dépendante décalée	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Observations	677	683	677	683	700	700	700	701	700	701
R-carré	0.985	0.971	0.993	0.982	0.969	0.874	0.981	0.972	0.989	0.974
Nombre de pays	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Erreur types en parenthèses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Distribution du revenu

Les séries des indices de Gini ainsi que la part du revenu allouée au 1% sont non-stationnaires, alors que les ratios de revenus sont stationnaires. Les tests de non-stationnarité offrent des résultats inconstants concernant la pauvreté et la redistribution; il est donc difficile de statuer sur la nature de ces séries. Une équation incluant une série stationnaire comme variable dépendante (les mesures de santé) et non-stationnaire comme variable indépendante risque de produire une relation fallacieuse. Des modèles de correction d'erreur peuvent équilibrer l'équation si deux séries non-stationnaires sont cointégrées, mais nos séries ne sont pas cointégrées (selon les tests Westerlund et Pedroni). Nous comparons donc toutes les variables en niveau analysées au tableau 6 à des modèles qui utilisent la première différence des variables potentiellement non-stationnaires (présentés en annexe), soit les indices Gini, le top 1%, la pauvreté et la redistribution, pour s'assurer que la relation ne soit pas fallacieuse.

Dans le tableau 6, chaque modèle utilise des variables de contrôle, des effets fixes par pays et une tendance linéaire spécifique à chaque pays, alors que toutes les mesures de distribution du revenu sont modélisées séparément, bien qu'elles soient présentées dans les mêmes colonnes pour économiser de l'espace. Les résultats des modèles utilisant les indices de Gini sont peu concluants. On observe souvent un effet contraire au temps T-1 et au temps T-5, ce qui implique que l'effet total n'est pas significatif. Les inégalités mesurées par l'indice Gini tendent à avoir un effet positif sur la santé avec et sans variable dépendante décalée : un Gini de revenu disponible plus élevé diminue le taux de mortalité des hommes et augmente l'espérance de vie des femmes, alors qu'un Gini de marché plus élevé augmente l'espérance de vie des hommes et diminue leur taux de mortalité. Les effets des modèles en première différence présentés en annexe sont similaires. La part du revenu allouée au 1% le plus riche augmente l'espérance de vie des hommes et des femmes et permet une diminution du taux de mortalité des hommes, mais a un effet positif sur la mortalité infantile. Les résultats ne sont pas robustes si on utilise une première différence. Bref, pour ces séries, les résultats sont instables, possiblement parce qu'ils sont non-stationnaires et suggèrent qu'une augmentation des inégalités est associée à une amélioration de la santé, ce qui contredit les résultats de la littérature scientifique.

La redistribution diminue les années de vie perdues et le taux de mortalité des hommes ainsi que la mortalité infantile, mais seulement sans variable dépendante décalée. L'effet disparaît en première différence (voir annexe); on ne peut donc pas conclure que la redistribution a un effet net. De son côté, la pauvreté augmente significativement les années de vies perdues des hommes et des femmes, avec et sans variable dépendante décalée, l'effet n'est toutefois pas robuste à l'utilisation d'une première

différence. Rappelons qu'il n'est pas clair si les séries de redistribution et de pauvreté sont non-stationnaires et nécessitent une première différence.

Le tableau 6 présente aussi l'impact des ratios de revenus de marché p90p50 et p90p10 sur la santé. L'impact d'un changement dans le ratio p90p10 est beaucoup plus clair que celui des mesures précédentes. Une augmentation du ratio p90p10 augmente le taux de mortalité et diminue l'espérance de vie (l'effet est encore plus net pour l'espérance de vie à 65 ans; voir annexe). Les effets sur les autres variables sont significatifs, mais instables. Le ratio P90p50 augmente la mortalité infantile.

Nous avons vérifié que nos résultats ne sont pas causés par une différence d'échantillon. En effet, les indices de Gini sont disponibles pour plus d'années et de pays que les ratios de revenus. Nous avons donc répliqué les analyses de l'impact des niveaux de Gini des tableaux 6 et 7 en limitant l'échantillon aux mêmes pays et années pour le Gini et pour les ratios de revenu. L'impact de l'indice Gini sur la santé demeure généralement non significatif dans ces analyses supplémentaires.

La plupart des résultats du tableau 6 présentent des coefficients de sens contraire entre T-1 et à T-5. Nous présentons donc au tableau 7 un modèle n'utilisant que T-5. Ces résultats sont plus clairs. Le tableau 7 montre qu'une augmentation de l'indice Gini de revenu disponible et de marché diminue le taux de mortalité des hommes. La part du revenu allouée au 1% augmente l'espérance de vie des hommes, mais augmente la mortalité prématurée et le taux de mortalité des femmes, ainsi que la mortalité infantile. Les résultats du tableau 7 sont plus conformes aux postulats de la littérature scientifique que ceux du tableau 6, mais on ne peut conclure qu'une diminution des inégalités mesurées par l'indice Gini ou par la part du revenu allouée aux plus riches améliorerait la santé. Les résultats sont très similaires entre les tableaux 6 et 7 pour la redistribution, la pauvreté et le p90p50.

C'est lorsque l'on n'utilise que des variables à T-5 que l'effet du ratio p90p10 devient particulièrement clair : il influence toutes les variables dans le sens théoriquement attendu, sauf les années de vies perdues pour les hommes avec variable dépendante décalée (effet non significatif). Il s'agit en fait de la variable dont l'effet est le plus significatif de tous nos modèles.

En bref, les analyses présentées aux tableaux 6 et 7 suggèrent que les effets des inégalités et de la redistribution sur la santé dépendent du modèle choisi et ne sont pas robustes. Ces analyses confirment les résultats de recherches précédentes qui ne trouvaient pas d'effet des inégalités, mesurée par l'indice Gini, sur la santé. De même, la part des revenus allouée au 1% le plus riche peut avoir tant des effets positifs que négatifs sur la santé des populations. Il est difficile de proposer une conclusion définitive concernant l'effet de la redistribution et de la pauvreté : puisque nous ne sommes pas en mesure de déterminer si ces séries sont stationnaires, nous ne pouvons conclure que les relations observées au tableaux 6 et 7 sont robustes.

Ce sont plutôt les ratios de revenus de marché, particulièrement les ratios entre le 10% le plus riche et le 10% le plus pauvre qui ont un impact sur la santé. Ces mesures concernent les revenus de marché et dépendent surtout de la part allouée au décile le plus riche, parce que les revenus de marché du 10% le plus pauvre progressent peu dans le temps (Kenworthy, 2011 : 11). Ainsi, ces résultats suggèrent qu'un marché du travail polarisé a des effets néfastes sur la santé. Puisque le Gini est surtout influencé par l'inégalité au sein de la classe moyenne, il semble que les ratios de revenus soient un meilleur reflet d'un marché du travail qui accroît l'écart entre gagnants et perdants.

La relation entre la polarisation des revenus de marché et la santé observée dans cette étude n'a pas été détectée jusqu'ici dans la littérature sur les déterminants de la santé et il n'est donc pas aisé d'identifier les mécanismes exacts qui relient les deux tendances. On peut penser, cependant, à quelques mécanismes qui sont plausibles. D'une part, la polarisation peut être vue comme le résultat d'une démarchandisation insuffisante, qui ne prévient pas la création d'emplois précaires, mal payés et stressants, et empêche probablement plusieurs personnes ayant des conditions de travail ou de sécurité insatisfaisantes de quitter leur emploi, possiblement au risque de leur santé (Schwander, 2020). D'autre part, cette polarisation, qui est largement déterminée par l'évolution des revenus du décile supérieur, traduit aussi le poids politique des personnes les plus riches, moins susceptibles de privilégier des programmes sociaux universels, généreux et bons pour la santé (Rehm, 2020). Alors que la générosité des programmes sociaux engendre une démarchandisation des rapports sociaux favorable à la santé des populations, la polarisation relance une marchandisation créatrice de stress, d'inquiétudes et d'attitudes moins solidaires.

Tableau 6. Impact de la distribution du revenu, modèles ADL, avec variables contrôles et effets fixes par pays

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
P90P10 t-1	3.175 (7.843)	-14.65 (10.75)	-9.338 (11.52)	-19.46 (15.56)	0.0939 (0.117)	0.368*** (0.135)	0.142 (0.114)	0.226* (0.128)	-82.17* (48.42)	-207.3*** (57.76)	-151.2* (84.61)	-259.4** (112.0)	-0.408** (0.165)	-0.683*** (0.244)
P90P10 t-5	19.14*** (5.715)	32.20*** (8.054)	45.47*** (10.08)	64.17*** (13.34)	-0.203*** (0.0759)	-0.277*** (0.103)	-0.226*** (0.0845)	-0.322*** (0.107)	91.86*** (33.79)	171.1*** (42.62)	86.06 (63.49)	315.1*** (82.11)	0.191** (0.0851)	0.479*** (0.173)
P90P50 t-1	12.85 (11.34)	12.79 (16.76)	14.77 (16.42)	11.10 (23.33)	-0.152 (0.136)	-0.284 (0.180)	-0.139 (0.128)	-0.172 (0.169)	40.26 (59.65)	-190.9** (77.73)	46.47 (139.4)	-439.0*** (167.7)	0.0387 (0.285)	-0.511 (0.378)
P90P50 t-5	-4.883 (9.605)	-0.808 (12.02)	13.34 (17.92)	22.30 (21.51)	-0.0539 (0.120)	0.109 (0.163)	-0.136 (0.118)	-0.0553 (0.144)	1.112 (51.45)	59.50 (47.82)	106.3 (144.3)	262.6** (120.9)	0.575*** (0.177)	0.758*** (0.240)
Gini disponible t-1	-3.067*** (0.863)	-5.713*** (1.538)	-2.330** (1.057)	-6.426*** (1.919)	0.0245** (0.0122)	0.0309 (0.0221)	0.00955 (0.0119)	0.0356* (0.0205)	-17.16*** (4.390)	-41.34*** (10.12)	-27.43*** (7.182)	-64.38*** (15.55)	-0.0345*** (0.0123)	-0.0622* (0.0378)
Gini disponible t-5	1.065 (0.665)	3.006** (1.186)	-0.529 (0.777)	-0.385 (1.530)	-0.00975 (0.00982)	-0.0310* (0.0170)	0.00678 (0.00940)	0.0291* (0.0161)	9.902*** (3.582)	36.25*** (7.806)	18.91*** (5.381)	25.68* (13.20)	0.0553*** (0.0104)	0.197*** (0.0317)
Gini marché t-1	-3.142*** (0.686)	-5.883*** (1.28)	-4.118*** (0.91)	-8.377*** (1.531)	0.0351*** (0.0116)	0.0581*** (0.0199)	0.0204* (0.0105)	0.0408** (0.018)	-16.47*** (3.726)	-39.24*** (8.507)	-27.68*** (6.482)	-62.22*** (13.94)	-0.0591*** (0.0105)	-0.154*** (0.0354)
Gini marché t-5	1.259** (0.528)	2.800*** (1.008)	0.196 (0.659)	-0.951 (1.25)	-0.0163* (0.0092)	-0.0344** (0.0158)	0.00436 (0.00834)	0.0309** (0.0143)	9.771*** (3.39)	34.99*** (7.104)	18.25*** (5.026)	21.54* (11.97)	0.0614*** (0.00894)	0.209*** (0.0291)
Redistribution t-1	33.94 (53.72)	52.65 (91.56)	-128.1* (71.23)	-175.0 (121.8)	0.191 (0.735)	1.334 (1.259)	0.720 (0.693)	-0.117 (1.152)	295.9 (286.2)	1,015* (535.6)	269.9 (527.4)	861.9 (952.1)	-1.305 (0.987)	-5.170** (2.207)
Redistribution t-5	-20.61 (47.24)	-123.2 (76.76)	8.991 (57.44)	-194.1** (98.31)	-0.0755 (0.544)	1.111 (0.947)	-0.0996 (0.520)	-0.207 (0.921)	-287.3 (215.1)	-1,086** (440.8)	-695.5 (434.2)	-1,764** (818.8)	-0.938 (0.761)	-5.453*** (1.822)
Pauvreté t-1	-88.22 (92.46)	-257.5** (112.4)	-136.6 (106.7)	-472.4*** (164.0)	-1.120 (1.470)	-0.803 (1.764)	-0.0515 (1.290)	1.195 (1.682)	434.4 (570.2)	1,265* (731.6)	99.81 (661.4)	297.5 (1,236)	-0.230 (1.811)	8.330*** (3.165)
Pauvreté t-5	85.16 (78.88)	139.0 (99.97)	221.9** (102.6)	410.2** (168.1)	-1.486 (1.417)	-1.721 (1.711)	-1.330 (1.377)	-1.492 (1.673)	1,208** (506.3)	2,911*** (662.4)	1,657*** (639.8)	3,089** (1,202)	2.512 (1.589)	7.548** (3.237)
Top1% t-1	-173.9** (71.74)	-184.6* (103.7)	-415.4*** (92.56)	-820.3*** (124.8)	2.746*** (1.007)	2.361 (1.454)	2.910*** (0.718)	4.439*** (0.982)	-949.1*** (203.0)	-570.3 (456.6)	-1,196*** (442.0)	-848.2 (746.8)	-0.602 (1.173)	3.662** (1.841)
Top1% t-5	110.4 (74.32)	230.7** (92.54)	28.59 (81.60)	-114.6 (102.1)	-0.0627 (0.981)	-0.137 (1.348)	0.804 (0.732)	3.285*** (0.894)	666.1*** (188.1)	2,552*** (380.8)	790.1* (448.7)	1,333* (728.6)	3.551*** (1.031)	10.23*** (1.718)
Variable dépendante décalée	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non

Standard errors in parentheses
 *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Tableau 7. Effet de la distribution du revenu à T-5, effets fixes par pays, tendance linéaire spécifique et contrôles

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
P90p10 t-5	19.59*** (6.012)	33.21*** (8.699)	42.93*** (10.15)	59.95*** (13.79)	-0.169** (0.0861)	-0.237* (0.128)	-0.177** (0.0897)	-0.275** (0.129)	95.93*** (32.85)	178.9*** (44.04)	90.48 (65.65)	318.0*** (98.63)	0.179** (0.0897)	0.565*** (0.177)
P90p50 t-5	-3.695 (10.03)	1.742 (12.56)	14.16 (17.03)	22.87 (20.56)	-0.0219 (0.134)	0.142 (0.198)	-0.107 (0.123)	-0.0426 (0.169)	18.83 (52.60)	69.75 (50.95)	117.8 (137.6)	266.2** (116.6)	0.545*** (0.182)	0.762*** (0.241)
Gini disp. T-5	-0.303 (0.494)	1.171 (1.102)	-1.410** (0.576)	-2.677** (1.237)	0.00228 (0.00814)	-0.0228 (0.0169)	0.00797 (0.00705)	0.0363** (0.0147)	1.613 (2.843)	24.69*** (8.007)	7.299 (4.472)	9.792 (13.51)	0.0307*** (0.00807)	0.170*** (0.0318)
Gini, marché T-5	-0.528 (0.338)	-0.0497 (0.875)	-1.916*** (0.388)	-5.210*** (0.889)	0.00425 (0.00703)	-0.00587 (0.0150)	0.0134** (0.00581)	0.0474*** (0.0119)	0.218 (2.297)	17.50*** (6.656)	3.260 (3.166)	-5.352 (10.89)	0.0215*** (0.00560)	0.133*** (0.0261)
Redistribution T-5	-23.01 (39.08)	-154.6** (69.58)	-47.97 (55.85)	-271.8*** (92.40)	0.119 (0.474)	2.086** (0.890)	0.373 (0.469)	0.226 (0.918)	-209.6 (204.5)	-1,112** (441.2)	-755.1* (431.9)	-2,031** (802.6)	-1.242* (0.689)	-6.891*** (1.798)
Pauvreté T-5	31.23 (87.80)	72.10 (124.1)	159.6* (95.28)	268.3* (154.1)	-1.263 (1.171)	-1.366 (1.591)	-0.927 (1.203)	-0.784 (1.689)	1,411*** (463.9)	3,295*** (666.2)	1,613*** (555.8)	3,555*** (1,119)	2.382 (1.457)	9.227*** (3.434)
Top1% T-5	5.454 (71.55)	231.1** (100.7)	-89.91 (101.4)	-205.9 (125.7)	0.989 (0.870)	-1.052 (1.179)	1.604** (0.771)	2.231** (0.942)	390.4* (235.4)	2,330*** (484.3)	774.3 (519.1)	1,061 (792.3)	2.907*** (0.921)	10.54*** (1.987)
Variable dépendante décalée	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non

Standard errors in parentheses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Effets à long terme

Les analyses des sections précédentes identifient quatre variables dont l'effet sur la santé est significatif et constant à travers différents modèles, soit les dépenses sociales, l'indice de générosité, le ratio p90p10 et le taux de pauvreté. Toutefois, une corrélation statistiquement significative n'est pas particulièrement pertinente si l'effet réel d'une variable demeure minime. En se basant sur les résultats précédents, le graphique 3 présente les effets à long terme d'une augmentation d'un écart-type d'un changement annuel moyen des variables principales par rapport à un écart-type du changement annuel moyen de trois variables dépendantes. Cela nous permet donc de comparer l'effet d'un changement plausible et relativement petit des quatre variables indépendantes par rapport au changement moyen observé dans la série de la variable dépendante analysée.¹¹

Une augmentation d'un écart-type d'un changement annuel moyen de l'indice de générosité (0.83) diminue le taux de mortalité des femmes de 4.4 par 100 000 habitants, ce qui représente une diminution de 11.6% d'un écart-type d'un changement annuel moyen du taux de mortalité des femmes. Ainsi, l'indice de générosité a plus d'impact à long-terme sur le taux de mortalité des femmes que sur celui des hommes, alors que la même augmentation diminue le taux de mortalité des hommes de 3.9 par 100 000 habitants, soit 7.2% d'un écart-type d'un changement annuel moyen de la variable dépendante. Une augmentation d'un écart-type d'un changement annuel moyen du ratio p90p10 (0.09) augmente le taux de mortalité des femmes et des hommes de respectivement 5.9 et 7.9 par 100 000 habitants, ce qui représente 15.6% et 14.4% d'un écart-type d'un changement annuel moyen des variables dépendantes. Les dépenses sociales et le taux de pauvreté n'ont pas d'effet significatif sur le taux de mortalité.

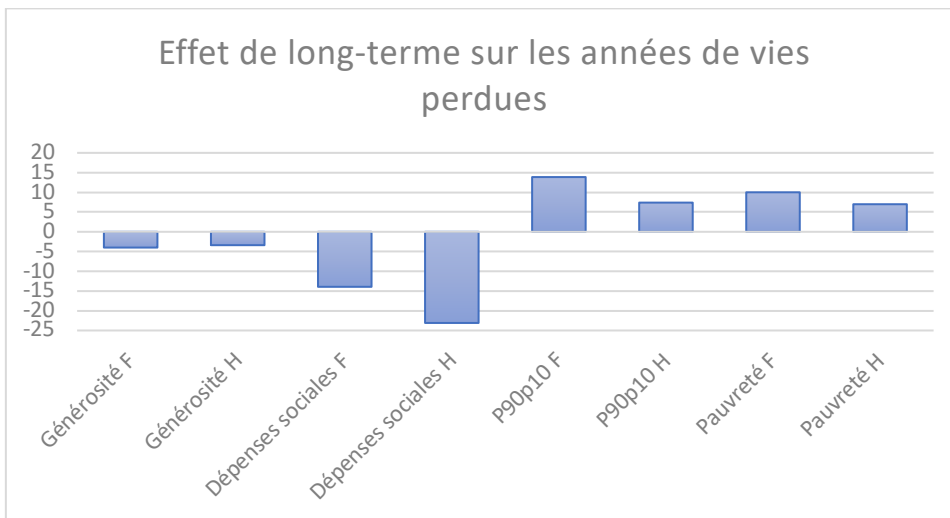
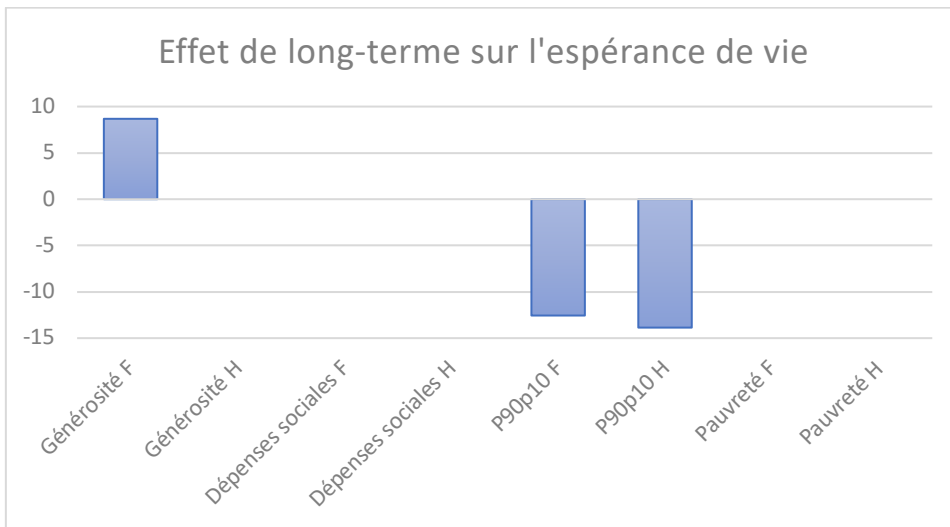
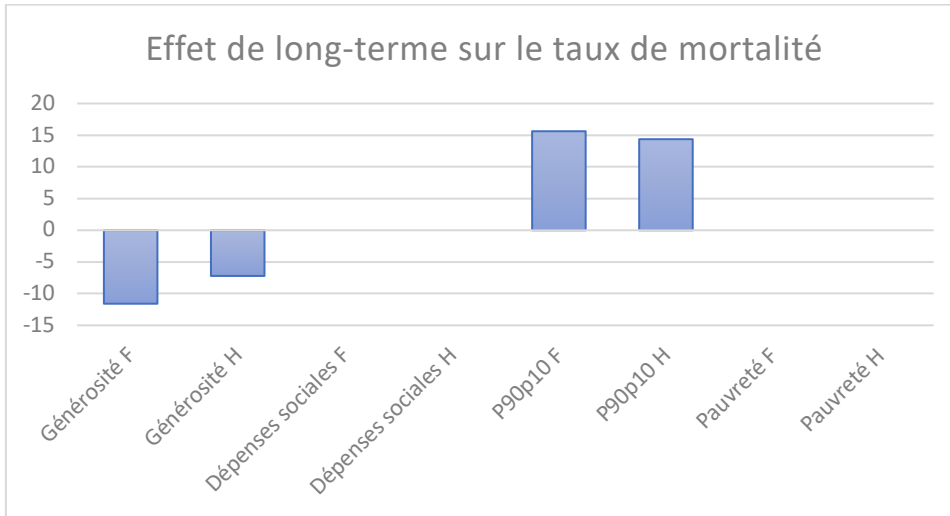
De même, seuls l'indice de générosité et le ratio p90p10 influencent l'espérance de vie à la naissance, alors qu'une augmentation d'un écart-type d'un changement annuel moyen de l'indice de générosité augmente l'espérance de vie des femmes de 0.03 années, ce qui représente 8.7% d'un écart-type d'un changement annuel moyen de l'espérance de vie des femmes. L'effet de l'indice de générosité sur l'espérance de vie des hommes n'est pas significatif. Une augmentation d'un écart-type d'un changement annuel moyen du ratio p90p10 diminue l'espérance de vie des femmes de 0.04 ans et des hommes de 0.05 ans, ce qui représente respectivement 12.6% et 13.9% d'un écart-type d'un changement annuel moyen de l'espérance de vie des femmes et des hommes.

¹¹ Tous les modèles incluent une variable dépendante décalée, sauf le ratio p90p10 pour les années de vies perdues des hommes et l'indice de générosité pour l'espérance de vie et les années de vies perdues. Les effets des ratios de revenus et du taux de pauvreté sont basés sur le tableau 7.

Toutes les variables ont un effet de long-terme significatif sur les années de vies perdues, mais ce sont les dépenses sociales qui affichent l'effet le plus important. Une augmentation d'un écart-type d'un changement annuel moyen des dépenses sociales (0.84) diminue les années de vies potentielles perdues des femmes de 33.31 et celles des hommes de 89.4, ce qui représente respectivement 14% et 23.1% d'un écart-type d'un changement annuel moyen des variables dépendantes. Une augmentation d'un écart-type d'un changement annuel du taux de pauvreté (0.006) augmente les années de vies perdues de 24 pour les femmes et de 27 pour les hommes, ce qui représente respectivement 10% et 7% d'un écart-type d'un changement annuel moyen des années de vies perdues des femmes et des hommes. L'indice de générosité a un effet moins important, mais significatif, alors que son effet de long-terme exprimé en ratio est de 4% pour les femmes et de 3.4% pour les hommes. De son côté, l'effet de long-terme du $p90p10$ exprimé en ratio est de 13.9% pour les femmes et de 7.4% pour les hommes.

En bref, on observe qu'à long-terme, les trois variables dépendantes sont influencées par le ratio $p90p10$ et l'indice de générosité, alors que les dépenses sociales et le taux de pauvreté n'influencent que les années de vies perdues. Toutes les variables ont plus d'effet pour les femmes que les hommes, sauf les dépenses sociales qui diminuent davantage les années de vies perdues des hommes que des femmes, alors que l'espérance de vie des hommes est légèrement plus influencée que celle des femmes par le ratio $p90p10$.

Graphique 3. Effets de long terme d'un écart-type d'augmentation des variables principales



Politiques sociales, distribution des revenus de marché et santé

Est-ce que les programmes sociaux ont un effet sur les ratios de revenu de marché? La littérature scientifique a déjà établi que les programmes sociaux diminuent les inégalités pour le revenu disponible, par le biais des impôts et transferts (Brady, 2009; Brady et al., 2017; Jacques et Noël, 2018; Kenworthy, 2011). Leur effet sur les revenus de marché est moins évident et moins clairement établi. Nous concluons donc cette étude par une analyse des ratios de revenus de marché en tant que variable dépendante, afin de vérifier si ces ratios sont influencés par les politiques sociales. Une telle relation indiquerait que les politiques sociales ont non seulement un effet direct sur la santé, mais aussi un effet indirect, par leur effet sur les ratios de revenu, dont l'impact négatif sur la santé a été démontré aux tableaux 6 et 7.

En plus des variables contrôles utilisées dans les modèles précédents, nous ajoutons trois variables qui, selon la littérature scientifique, pourraient avoir un effet sur la distribution des revenus de marché. Tout d'abord, nous calculons les investissements publics en éducation en proportion du PIB. Ceux-ci pourraient améliorer les qualifications de l'ensemble de la population et donc, augmenter les revenus des plus faibles salariés (Busemeyer, 2014; Goldin et Katz, 2008). Nous contrôlons aussi pour deux mesures reliées au marché du travail, soit le taux de syndicalisation et le niveau de corporatisme d'un pays, mesuré selon l'indice de corporatisme produit par Detlef Jahn (2016). Le taux de syndicalisation devrait avoir un impact sur les inégalités de revenu de marché puisque le syndicalisme comprime les salaires, particulièrement en bas et en haut de la distribution du revenu (Huber, Huo et Stephens, 2019; Hope et Martelli, 2019), alors que le corporatisme est une caractéristique des économies coordonnées de marché, un type de système économique où les inégalités sont plus faibles (Pontusson, 2005). Nos modèles incorporent les mêmes contrôles que pour les analyses sur la santé, soit le taux de chômage, le PIB par habitant et la démographie, puisque ce sont des variables de contrôle standards pour des modèles qui prédisent le niveau des inégalités (Jacques et Noël, 2018). Nous ajoutons la désindustrialisation et l'ouverture de l'économie, deux variables qui pourraient influencer tant le niveau de politiques sociales que les inégalités (Wren, 2013).

Les études sur les inégalités postulent que l'effet d'un changement de politiques publiques sur la distribution du revenu est relativement rapide, de sorte que nous ne modélisons pas les variables indépendantes avec un décalage de cinq ans. Nous présentons plutôt une structure temporelle simple, où chacune des variables indépendantes est décalée d'un an. Nous choisissons ce modèle parcimonieux parce qu'aucune des variables indépendantes n'a d'effet au temps $T-0$ ¹². Chaque modèle utilise une

¹² Un modèle décalé autorégressif incluant X_{t-0} et X_{t-1} ne présente pas de résultats différents de ceux présentés au tableau 9.

variable dépendante décalée, des effets fixes, ainsi qu'une tendance linéaire spécifique à chaque pays. Les variables indépendantes sont incluses à tour de rôle, alors que les modèles 13 et 14 incorporent toutes les variables (sauf les dépenses sociales qui sont multicolinéaires avec l'indice de générosité).

Le tableau 8 démontre que l'indice de générosité a un effet significatif sur les deux ratios de revenu. L'indice de générosité est la seule variable de politiques publiques qui conserve son effet significatif dans les modèles 13 et 14, qui incluent l'ensemble des variables indépendantes. La part des dépenses privées, le corporatisme et le taux de syndicalisation ont un effet significatif sur le ratio p90p10 (mais pas sur le ratio p90p50),¹³ mais seulement lorsqu'ils ne sont pas présentés dans les mêmes modèles que les autres variables. On peut donc conclure que les dépenses privées, le corporatisme et le taux de syndicalisation n'expliquent qu'en partie le ratio des revenus de marché entre le décile le plus riche et le décile le plus pauvre. La meilleure variable explicative demeure l'indice de générosité. À long terme, une augmentation d'un écart-type de l'indice de générosité (7.05 points) diminue le ratio p90p10 de 0.238 point. Ainsi, la générosité de l'État-providence a un effet direct sur la santé, mais aussi un impact sur la polarisation du marché du travail, elle-même influençant la santé.

¹³ Nous avons effectué des régressions supplémentaires qui limitent l'échantillon du p90p50 aux mêmes pays et années que celui du p90p10. Les résultats de ces analyses supplémentaires ne sont pas différents.

Tableau 8. Les ratios de revenus de marché (effets fixes par pays et tendance linéaire spécifique à chaque pays)

	(1) p90p50	(2) p90p10	(3) p90p50	(4) p90p10	(5) p90p50	(6) p90p10	(7) p90p50	(8) p90p10	(9) p90p50	(10) p90p10	(11) p90p50	(12) p90p10	(13) p90p50	(14) p90p10
Variable dépendante décalée	0.418*** (0.0876)	0.485*** (0.0563)	0.277*** (0.0976)	0.501*** (0.0435)	0.439*** (0.0927)	0.486*** (0.0566)	0.504*** (0.150)	0.581*** (0.0486)	0.432*** (0.100)	0.565*** (0.0399)	0.411*** (0.109)	0.541*** (0.0448)	0.388** (0.170)	0.459*** (0.0567)
Dep. Soc. T-1	-0.00149 (0.00180)	-0.00740* (0.00437)												
Générosité t-1			-0.0042*** (0.00120)	-0.013*** (0.00349)										
Dep priv. T-1					0.000158 (0.000575)	0.00562*** (0.00191)							-0.00659** (0.00265)	-0.018*** (0.00502)
Éducation t-1							-0.00146 (0.00653)	-0.00880 (0.00965)					0.00153 (0.00557)	0.000705 (0.0118)
Corporatisme t-1									-0.00984 (0.00876)	-0.0154* (0.00819)			-0.00434 (0.0121)	0.00196 (0.0115)
Syndicats t-1											-0.000679 (0.000856)	-0.004*** (0.00118)	0.000562 (0.000785)	0.000917 (0.00174)
Δ PIB cap t-1	3.04e-06* (1.57e-06)	-2.61e-06 (4.41e-06)	8.03e-07 (2.00e-06)	7.85e-06* (4.20e-06)	3.26e-06** (1.55e-06)	-1.63e-06 (4.46e-06)	2.57e-06* (1.32e-06)	-2.32e-06 (4.94e-06)	4.53e-07 (1.70e-06)	3.81e-06 (3.19e-06)	1.29e-06 (1.59e-06)	5.20e-06 (3.75e-06)	1.12e-06 (1.17e-06)	5.82e-06 (4.41e-06)
Δ chômage t-1	0.00257 (0.00199)	0.00540 (0.00358)	0.00159 (0.00103)	0.000697 (0.00191)	0.00201 (0.00151)	0.00211 (0.00251)	0.00189 (0.00231)	0.00183 (0.00202)	0.000867 (0.00133)	-0.000205 (0.00184)	0.00239 (0.00149)	0.00460** (0.00205)	0.00151 (0.00144)	0.000113 (0.00196)
Δ 65+ t-1	-0.0186 (0.0188)	-0.0229 (0.0291)	-0.0129 (0.0120)	-0.0272 (0.0264)	-0.0174 (0.0194)	-0.00119 (0.0295)	-0.0133 (0.0270)	-0.0138 (0.0349)	-0.00989 (0.0241)	0.00107 (0.0263)	-0.0166 (0.0219)	-0.00525 (0.0256)	-0.00633 (0.0164)	-0.00435 (0.0368)
Tertiarisation t-1	-0.000251 (0.00129)	0.000758 (0.00167)	-0.000543 (0.00119)	-0.000787 (0.00308)	-0.000431 (0.00126)	5.05e-05 (0.00181)	-0.00149 (0.00271)	-0.00107 (0.00114)	-0.00128 (0.00135)	-0.00248 (0.00167)	-0.00137 (0.00200)	-0.00111 (0.00276)	-0.00143 (0.00245)	0.000130 (0.00237)
Ouverture écon. T-1	-0.0007** (0.000267)	0.000152 (0.000780)	-0.001*** (0.000357)	-0.00151 (0.000919)	-0.0006** (0.000299)	0.000432 (0.000763)	-0.0007* (0.000390)	-8.49e-05 (0.000751)	-0.0008*** (0.000293)	-0.000751 (0.000670)	-0.00073** (0.000302)	-0.000724 (0.000727)	-0.0010*** (0.000400)	-0.000918 (0.000798)
Constante	-13.08*** (2.520)	-20.69*** (4.451)	-13.84*** (2.688)	-18.41*** (3.996)	-12.26*** (2.477)	-19.64*** (3.931)	-11.11*** (4.075)	-14.61*** (3.114)	-12.83*** (2.563)	-19.67*** (3.091)	-10.07*** (3.629)	-7.440* (4.218)	-13.99*** (3.922)	-21.38*** (7.245)
Observations	653	494	593	420	633	474	670	487	629	430	681	482	495	353
R-carré	0.956	0.986	0.952	0.989	0.958	0.987	0.961	0.988	0.956	0.990	0.954	0.986	0.960	0.991
Nombre de pays	22	22	21	21	22	22	22	22	22	22	22	22	21	21

Erreurs types entre parenthèses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Conclusion et recommandations

Nous avons établi que le niveau des dépenses sociales améliore la santé publique, alors que la proportion des dépenses sociales privées est associée à une détérioration des indicateurs de santé. Notre analyse révèle toutefois que c'est l'indice de générosité de l'État-providence, un indicateur combinant le taux de couverture, la durée et le niveau de générosité absolu des prestations, qui a l'effet le plus positif sur la santé. A contrario, les dépenses de santé ont peu d'impact. Si le gouvernement cherche à accroître la santé de la population et doit choisir entre investir davantage en santé ou améliorer le filet social, il devrait prioriser la générosité des politiques sociales.

Concernant la situation particulière du Québec et du Canada, nous sommes d'avis que les efforts devraient se concentrer sur une augmentation de la générosité et du taux de couverture de l'assurance-emploi et de l'assistance sociale. En comparaison avec d'autres pays, les revenus d'aide sociale sont très bas (Noël, 2020) et la couverture de l'assurance-emploi demeure inadéquate, alors qu'une majorité de personnes sans-emploi n'y a pas accès. Les prestations d'invalidité, les investissements pour le logement, la formation de la main-d'œuvre et les services de garde (particulièrement ailleurs au Canada) pourraient aussi être ciblés pour des investissements supplémentaires. Ils font partie des politiques sociales qui ont un effet positif sur la santé, mais ne sont pas particulièrement généreuses en comparaison avec d'autres pays de l'OCDE. Au Québec, les politiques familiales sont plus adéquates qu'ailleurs au Canada et le régime de retraite est efficace, de sorte qu'un investissement supplémentaire y apparaît moins nécessaire. Finalement, il importe de limiter le recours au privé : une privatisation supplémentaire des assurances sociales, des services sociaux ou des soins de santé risque d'avoir des effets néfastes sur la santé publique.

Pour le ministère de la Santé et des Services sociaux, nos résultats suggèrent d'adopter une perspective large sur les politiques favorables à la santé, qui dépassent de beaucoup les soins de santé, et de réinvestir autant que possible dans les services sociaux et la santé publique. Ils laissent aussi penser qu'il faut prendre garde de trop centrer l'attention sur les inégalités sociales de santé, qui sont importantes mais peuvent faire perdre de vue des politiques publiques visant l'ensemble de la population (Lynch, 2020; Mackenbach, 2020 : 180).

Plusieurs recherches ont démontré que les politiques sociales diminuent les inégalités. Toutefois, celles-ci n'ont pas d'effet significatif sur la santé des populations. Les politiques sociales ont plutôt des conséquences directes sur la santé, qui ne passent pas par leur impact connu sur les inégalités. Il semble que c'est la sécurité et la protection contre les risques sociaux qu'offrent les politiques sociales qui importe davantage que leur effet égalitaire. Ce qui influence la santé, c'est moins la distribution des revenus, que la vulnérabilité face aux risques et l'insécurité sociale. Lorsque l'État-providence est

généreux, la sécurité des personnes augmente et la santé s'améliore. Les seules variables reflétant le niveau d'inégalité qui exercent un effet significatif sur la santé sont les ratios de revenus de marché, qui reflètent un marché du travail polarisé, où le décile le plus riche accapare une large proportion des revenus. Lorsque le marché du travail devient plus polarisé, l'insécurité augmente et la santé se détériore.

Plusieurs facteurs peuvent limiter la polarisation sur le marché du travail. La générosité de l'État-providence constitue encore une fois une variable cruciale. En augmentant celle-ci, le gouvernement pourrait améliorer la santé publique directement, et indirectement en diminuant la polarisation du marché du travail. De plus, le gouvernement pourrait renforcer les lois encadrant le marché du travail, notamment en favorisant la négociation collective et la syndicalisation, en vue de diminuer la polarisation du marché du travail. Le point commun entre nos constats sur la protection sociale et sur la polarisation des revenus, c'est que lorsque l'État réduit l'impact du marché sur les rapports sociaux, lorsqu'il démarchandise les relations sociales, il contribue à la santé de toute la population.

Limites de l'étude

Il importe de reconnaître les limites de cette étude. Tout d'abord, deux bémols méritent d'être soulignés avant de conclure que les dépenses de santé n'ont pas d'impact sur la santé. D'abord, le niveau de dépenses de santé est influencé par les prix (du personnel, des équipements et des médicaments par exemple) et ceux-ci n'ont pas d'effet direct sur la santé. Une mesure plus précise de la performance d'un système de santé que le niveau de dépenses pourrait révéler des résultats différents. De plus, nos modèles à effets fixes ne mesurent que l'effet marginal moyen d'une augmentation des dépenses de santé. Il est possible que les dépenses de santé soient déjà à un niveau suffisant pour qu'une augmentation marginale n'ait pas d'effet mesurable sur la santé, alors que des modèles qui analyseraient l'effet moyen des dépenses de santé pourraient détecter un effet. Cette observation vaut pour l'ensemble de l'étude : nous ne mesurons que l'effet marginal moyen d'un changement d'une politique publique sur la santé. Les décideurs doivent en tenir compte s'ils souhaitent utiliser les recommandations de ce rapport adéquatement.

Un deuxième enjeu concerne les mesures de la pauvreté. Nous n'utilisons comme mesure de la pauvreté que la proportion des personnes vivant avec moins de 50% du revenu moyen d'un pays. Non seulement cette mesure n'est disponible que pour une série relativement courte, mais elle nous informe assez peu sur la situation des personnes en situation de pauvreté. En effet, nous ne mesurons pas la durée de la pauvreté, ni le niveau de revenu moyen des personnes en situation de pauvreté. Par exemple, la santé de la population d'un pays où 10% de la population vit en situation de pauvreté temporaire avec

des revenus se situant à 40% du revenu moyen risque d'être meilleure que celle d'un pays où la même proportion de gens vit dans une pauvreté chronique avec des revenus d'à peine 20% du revenu moyen. Le fait que ces deux pays auraient le même niveau de pauvreté selon notre mesure révèle qu'elle est loin d'être idéale. Malheureusement, il n'existe pas de meilleure mesure internationale de la pauvreté qui soit disponible sur une longue période. Nos résultats suggèrent que la pauvreté augmente la mortalité infantile et les années de vies perdues, mais d'autres recherches doivent être réalisées pour mieux évaluer son impact sur la santé.

Troisièmement, nous utilisons surtout la valeur p pour déterminer si les corrélations sont significatives. Il demeure possible que des variables qui n'ont pas d'effet statistiquement significatif puissent avoir un effet réel ou un effet statistiquement significatif dans un modèle alternatif. De même nous ne pouvons démontrer un effet causal de nos variables principales et nous réitérons qu'il s'agit d'une étude au niveau macro avec des données observées sans design expérimental.

Finalement, nos modèles considèrent que l'effet de chacune des variables est constant à travers le temps et similaire dans chaque pays, ce qui demeure peu probable. Toutefois, corriger statistiquement pour cette possible hétérogénéité nécessite une série temporelle beaucoup plus longue (Lebo and Box-Steffensmeier, 2008).

Pistes de recherches futures

Cette étude laisse plusieurs questions en suspens, qui pourraient être abordées dans des travaux futurs. D'abord, Liu et Dutton (2020) avancent que la santé dépend tant des politiques sociales que des inégalités de revenu, de sorte que l'effet des dépenses sociales sur la santé est plus important lorsque les inégalités sont élevées. Un pays égalitaire nécessiterait moins de dépenses sociales pour atteindre des niveaux de santé suffisants. Nous avons exploré cette question dans des analyses supplémentaires et il semblerait que la relation se vérifie, bien que l'effet d'interaction ne soit pas particulièrement robuste. Il serait donc pertinent de creuser cette question davantage. De la même manière, il pourrait être approprié d'effectuer des analyses de médiation pour identifier quelle proportion de l'effet de la protection sociale sur la santé passe par son effet sur les inégalités, particulièrement sur les ratios de revenu.

Une autre piste de recherche pertinente consiste à développer le mécanisme causal qui relie la protection sociale et la polarisation à la santé. Alors que la question de la présente recherche était : est-ce que la protection sociale et les inégalités ont un effet sur la santé, la question suivante pourrait être : pourquoi les politiques sociales et la polarisation du marché du travail influencent-ils la santé? L'objectif serait d'identifier les facteurs découlant de la polarisation du marché du travail et des politiques sociales

qui ont un effet sur la santé. Cette question pourrait nécessiter des enquêtes qui permettraient d'identifier quelles caractéristiques individuelles sont associées à une meilleure santé et d'observer si ces caractéristiques sont corrélées à une meilleure protection sociale. Par exemple, cela permettrait de vérifier si les individus qui considèrent que la protection sociale leur offre une sécurité financière adéquate sont en meilleure santé. De plus, à l'aide d'une analyse multiniveau, il serait possible d'analyser si les politiques sociales ou la polarisation du marché du travail dans un pays ont un effet sur les réponses au niveau individuel. Une telle recherche pourrait aussi vérifier si l'effet d'une perte d'emploi sur la santé est conditionnel à la générosité de l'État-providence. En effet, il est possible que la démarchandisation réduise l'effet néfaste sur la santé du chômage de long-terme.

Il serait par ailleurs intéressant, pour le gouvernement du Québec notamment, de vérifier si les conclusions établies ici en comparant les pays de l'OCDE demeurent valides à l'échelle de la fédération canadienne. Les provinces canadiennes, en effet, sont pour l'essentiel souveraines en ce qui concerne les soins de santé et une bonne part des politiques sociales, et elles font des choix qui les rendent, sur certains plans, aussi différentes que ne le sont les pays de l'OCDE entre eux (Haddow, 2014; Safaei, 2007). Le modèle social québécois, en particulier, se distingue nettement de celui des autres provinces (Noël, 2013; Haddow, 2015; van den Berg et al., 2017). Des comparaisons des provinces permettent déjà de constater que nos conclusions sur l'importance relative des dépenses sociales et des dépenses de santé valent aussi à l'intérieur du Canada (Dutton et al., 2018; Liu et Dutton 2020). On peut penser que d'autres dimensions identifiées dans cette étude qui varient significativement d'une province à l'autre (Noël, 2020) pourraient aussi jouer à l'intérieur du Canada. D'autres facteurs, non significatifs à l'échelle internationale, pourraient également s'avérer importants dans le contexte de la fédération canadienne.

Références

- Anderson, Gerard. F., Uwe E. Reinhardt, Peter S. Hussey et Varduhi Petrosyan (2003). « It's the Prices, Stupid: Why the United States Is So Different from Other Countries », *Health Affairs*, 22, 3: 89-105.
- Antonakakis, Nikolaos et Alan Collins (2015). « The Impact of Fiscal Austerity on Suicide Mortality : Evidence across the 'Eurozone Periphery' », *Social Science and Medicine*, 145 : 63-78.
- Bambra, Clare (2011). « Health Inequalities and Welfare State Regimes : Theoretical Insights on a Public Health 'Puzzle' », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 65 : 740-45.
- Bambra, Clare et Terje A. Eikemo (2009). « Welfare State Regimes, Unemployment and Health: A Comparative Study of the Relationship between Unemployment and Self-Reported Health in 23 European Countries », *Journal of Epidemiology and Community Health*, 63, 2 : 92-98.
- Banque mondiale (2020). *Espérance de vie à la naissance, total (années)*, Washington, D.C. : Banque mondiale (<https://donnees.banquemondiale.org/indicateur/SP.DYN.LE00.IN>).
- Beck, Nathaniel et Jonathan Katz (1995). « What To Do (And Not To Do) with Time-Series Cross-Section Data », *American Political Science Review*, 89, 3: 634-47.
- Beckfield, Jason, Clare Bambra, Terje A. Eikemo, Tim Huijts, Courtney McNamara et Claus Wendt (2015). « An Institutional Theory of Welfare State Effects on the Distribution of Population Health », *Social Theory and Health*, 13, 3/4 : 227-44.
- Beckfield, Jason et Clare Bambra (2016). « Shorter Lives in Stingier States : Social Policy Shortcomings Help Explain the US Mortality Disadvantage », *Social Science and Medicine*, 171 : 30-38.
- Birnbaum, Simon, Tommy Ferrarini, Kenneth Nelson et Joakim Palme (2017). *The Generational Welfare Contract: Justice, Institutions and Outcomes*, Cheltenham: Edward Elgar.
- Box-Steffensmeier, Janet M., John R. Freeman, Matthew P. Hitt, Jon C. W. Pevehouse (2014). *Time Series Analysis for the Social Sciences*, Cambridge : Cambridge University Press.
- Bozio, Antoine, Bertrand Garbinti, Jonathan Goupille-Lebret, Malka Guillot et Thomas Piketty (2020). « Predistribution vs. Redistribution : Evidence from France and the U.S. », *WID.world Working Paper Series*, No. 2020/22, Paris, World Inequality Database, October 29.
- Bradley, Elizabeth H., Benjamin R. Elkins, Jeph Herrin et Brian Elbel (2011). « Health and Social Services Expenditures : Associations with Health Outcomes », *BMJ Quality & Safety*, 20 : 826-31.
- Brady, David (2009). *Rich Democracies, Poor People: How Politics Explain Poverty*. Oxford: Oxford University Press.
- Brady, David, Ryan Finnigan et Sabine Hübgen. (2017). « Rethinking Risks of Poverty : A Framework for Analyzing Prevalences and Penalties. » *American Journal of Sociology*, 123, 3 : 740-786.
- Bussemeyer, Marius R. (2014). *Skills and Inequality : Partisan Politics and the Political Economy of Education Reforms in Western Welfare States*. Cambridge University Press.
- Commission des déterminants sociaux de la santé (2009). *Rapport final : combler le fossé en une génération*, Genève, Organisation mondiale de la santé.
- CPDS (2020). *Comparative Welfare States Data Set*, University of North Carolina et WZB Berlin Social Science Center (<http://www.lisdatacenter.org/resources/other-databases>).
- CWS (2020). *Comparative Welfare Entitlements Dataset 2*, University of Connecticut et University of Greifswald.

- De Boef, Suzanna et Luke Keele (2008). « Taking Time Seriously », *American Journal of Political Science*, 52, 1: 184-200.
- Dutton, Daniel J., Pierre-Gerlier Forest, Ronald D. Kneebone et Jennifer D. Zwicker (2018). « Effects of Provincial Spending on Social Services and Health Care on Health Outcomes in Canada : An Observational Longitudinal Study », *Canadian Medical Association Journal*, 190 : E66-71.
- Esping-Andersen, Gøsta (1990). *The Three Worlds of Welfare Capitalism*. Princeton: Princeton University Press.
- Ferrarini, Tommy, Kenneth Nelson et Joakim Palme (2016). « Social Transfers and Poverty in Middle- and High-Income Countries — A Global Perspective », *Global Social Policy*, 16, 1: 22-46.
- Fonseca, Raquel, François Langot, Pierre-Carl Michaud et Thepthida Sopraseuth (2020). « Understanding Cross-Country Differences in Health Status and Expenditures », *NBER Working Paper*, 26876, March.
- Goldin, Claudia et Lawrence F. Katz (2008). *The Race between Education and Technology*, Cambridge: Harvard University Press.
- Grant, Taylor et Matthew J. Lebo (2016). « Error Correction Methods with Political Time Series », *Political Analysis*, 24, 1 : 3-30.
- Haddow, Rodney (2014). « Power Resources and the Canadian Welfare State: Unions, Partisanship and Interprovincial Differences in Inequality and Poverty Reduction », *Canadian Journal of Political Science*, 47, 4: 717-39.
- Haddow, Rodney (2015). *Comparing Quebec and Ontario: Political Economy and Public Policy at the Turn of the Millennium*, Toronto: University of Toronto Press.
- Huber, Evelyne, Jingjing Huo and John D. Stephens. (2019). « Power Policy and Top Income Shares. » *Socio-Economic Review*, 17, 2 : 231-253.
- Hope, David et Angelo Martelli (2019). « The Transition to the Knowledge Economy, Labor Market Institutions, and Income Inequality in Advanced Democracies », *World Politics*, 71, 2 : 236-88.
- INSPQ (2020). *Espérance de vie à la naissance*, Montréal : Institut national de santé publique du Québec (<https://www.inspq.qc.ca/santescope/syntheses/esperance-de-vie-a-la-naissance>).
- Jacques, Olivier (2020). « Austerity and the Path of Least Resistance : How Fiscal Consolidations Crowd-Out Long Term Investments. » *Journal of European Public Policy*. Latest articles, March 9.
- Jacques, Olivier et Alain Noël (2018). « The Case for Welfare State Universalism, or the Lasting Relevance of the Paradox of Redistribution », *Journal of European Social Policy*, 28, 1: 70-85.
- Jacques, Olivier et Alain Noël (2020). « Targeting within Universalism », *Journal of European Social Policy*, Online First, 30 June: 1-15.
- Jahn, Detlef (2016). « Changing of the Guard : Trends in Corporatist Arrangements in 42 Highly Industrialized Societies from 1960 to 2010 », *Socio-Economic Review*, 14, 1 : 47-71.
- Jensen, Carsten (2014). *The Right and the Welfare State*, Oxford : Oxford University Press.
- Jensen, Carsten et Michael Bang Petersen (2017). « The Deservingness Heuristic and the Politics of Health Care », *American Journal of Political Science*, 61, 1 : 68-83.
- Jensen, Carsten et Kees Van Kersbergen (2016). *The Politics of Inequality*, Basingstoke : Palgrave Macmillan.
- Kenworthy, Lane (2011). *Progress for the Poor*. Oxford: Oxford University Press.

- Kim, Ki-tae (2019). « Which Income Inequality Influences Which Health Indicators? Analysis of the Income Inequality Hypothesis with Market and Disposable Gini Indicators », *Social Indicators Research*, Online First, May 15.
- Korpi, Walter et Joakim Palme (1998). « The Paradox of Redistribution and Strategies of Equality: Welfare State Institutions, Inequality, and Poverty in the Western Countries », *American Sociological Review*, 63(5): 661-87.
- Lebo, Matt J. et Janet M. Box-Steffensmeier (2008). « Dynamic Conditional Correlations in Political Science », *American Journal of Political Science*, 52, 3: 688-704.
- Leigh, Andrew, Christopher Jencks et Timothy M. Smeeding (2011). « Health and Economic Inequality », in Brian Nolan, Wiemer Salverda et Timothy M. Smeeding (eds.), *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, Oxford : Oxford University Press, pp. 385-407.
- Linden, Mikael et Deb Ray (2017). « Life Expectancy Effects of Public and Private Health Expenditures in OECD Countries 1970-2012 : Panel Time Series Approach », *Economic Analysis and Policy*, 56 : 101-113.
- Liu, Tong et Daniel J. Dutton (2020). « With Great Inequality Comes Great Responsibility: The Role of Government Spending on Population Health in the Presence of Changing Income Distributions », *Canadian Journal of Public Health*, First Online, August.
- Lynch, John, George Davey Smith, Sam Harper, Marianne Hillemeier, Nancy Ross, George A. Kaplan et Michael Wolfson (2004). « Is Income Inequality a Determinant of Population Health? Part 1. A Systematic Review », *The Milbank Quarterly*, 82, 1 : 5-99.
- Lynch, Julia (2020). *Regimes of Inequality : The Political Economy of Health and Wealth*, Cambridge : Cambridge University Press.
- Mackenbach, Johan P. (2020). *Health Inequalities : Persistence and Change in European Welfare States*, Oxford, Oxford University Press.
- Nelson, Kenneth et Johan Fritzell (2014). « Welfare States and Population Health : The Role of Minimum Income Benefits for Mortality », *Social Science and Medicine*, 112 : 63-71.
- Noël, Alain (2013). « Quebec's New Politics of Redistribution », in Keith Banting et John Myles (eds.), *Inequality and the Fading of Redistributive Politics*, Vancouver: UBC Press, pp. 256-82.
- Noël, Alain (2019). « The Politics of Minimum Income Protection in OECD Countries », *Journal of Social Policy*, 48, 2: 227-247.
- Noël, Alain (2020). « The Politics of Minimum Income Protection in the Canadian Provinces », *Canadian Journal of Political Science*, 53, 2: 399-420.
- OCDE (2013). *A Good Life in Old Age? Monitoring and Improving Quality in Long-Term Care*, Paris : OCDE.
- OCDE (2019). *Health for Everyone? Social Inequalities in Health and Health Systems*, Paris : OCDE.
- OCDE (2020). *Base de données sur la distribution des revenus*, Paris : OCDE.
- OCDE (2020). *Base de données sur les dépenses sociales*, Paris : OCDE.
- OCDE (2020). *Comptes nationaux*, Paris : OCDE.
- OCDE (2020). *Statistiques de l'OCDE sur la santé*, Paris : OCDE.
- Phelan, Jo C., Bruce G. Link et Parisa Tehranifar (2010). « Social Conditions as Fundamental Causes of Health Inequalities : Theory, Evidence, and Policy Implications », *Journal of Health and Social Behavior*, 51, S : S28-S40.

- Philips, Andrew Q. (2018). « Have Your Cake and Eat it Too? Cointegration and Dynamic Inference from Autoregressive Distributed Lag Models », *American Journal of Political Science*, 62, 1 : 230-44.
- Pickup, Mark et Paul Kellstedt (2020). « Equation Balance in Time Series Analysis : What It Is and How to Apply It », Working Paper, January 28. Available at SSRN : https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3526534
- Pontusson, Jonas (2005). *Inequality and Prosperity : Social Europe vs. Liberal America*, Ithaca : Cornell University Press.
- Rehm, Philipp (2020). « The Future of Welfare State Politics », *Political Science Research and Methods*, 8, 2 : 386-90.
- Reynolds, Megan M. et Mauricio Avendano (2018). « Social Policy Expenditures and Life Expectancy in High-Income Countries », *American Journal of Preventive Medicine*, 54, 1 : P72-P79.
- Reynolds Megan M. et David Brady (2012). « Bringing You More Than the Weekend : Union Membership and Self-Rated Health in the U.S., 1973-2006 », *Social Forces*, 90 : 1023-49.
- Reynolds Megan M. et Veerle Buffel (2020). « Organized Labor and Depression in Europe : Making Power Explicit in the Political Economy of Health », *Journal of Health and Social Behavior*, 61, 3 : 342-58.
- Rubin, Jennifer, Jirka Taylor, Joachim Krapels, Alex Sutherland, Melissa Felician, Jodi Liu, Lois Davis et Charlene Rohr (2016). *Are Better Health Outcomes Related to Social Expenditures? A Cross-National Empirical Analysis of Social Expenditure and Population Health Measures*, Rand Europe.
- Safaei, Jalil (2007). « Income and Health Inequality Across Canadian Provinces », *Health and Place*, 13 : 629-38.
- Schwander, Hanna (2020). « Labor Market Insecurity Among the Middle Class : A Cross-Pressured Group », *Political Science Research and Methods*, 8, 2 : 369-74.
- Scruggs, Lyle, Detlef Jahn et Kati Kuitto (2017). “Comparative Welfare Entitlements Dataset 2. Version 2017-09.” University of Connecticut & University of Greifswald.
- Shahidi, Faraz Vahid, Carles Muntaner, Ketan Shankardass, Carlos Quilñonez et Arjumand Siddiqi (2019). « The Effects of Unemployment Benefits on Health : A Propensity Score Analysis », *Social Science and Medicine*, 226 : 198-206.
- Shahidi, Faraz Vahid, Chantel Ramraj, Odmaa Sod-Erdene, Vincent Hildebrand et Arjumand Siddiqi (2019). « The Impact of Social Assistance Programs on Population Health : A Systematic Review of Research in High-Income Countries », *BMC Public Health*, 19, 2.
- Shahidi, Faraz Vahid, Abtin Parnia et Arjumand Siddiqi (2020). « Trends in Socioeconomic Inequalities in Premature and Avoidable Mortality in Canada, 1991-2016 », *Canadian Medical Association Journal*, September 28, 192 : E1114-28.
- Social Policy Indicators Database (SPIN) (2020). Stockholm : University of Stockholm.
- Stuckler, David, Aaron Reeves, Rachel Loopstra, Marina Karanikolos et Martin McKee (2017). « Austerity and Health : The Impact in the UK and Europe », *European Journal of Public Health*, 27, Supp. 4 : 18-21.
- Solt, Frederick. (2020). The Standardized World Income Inequality Database. En Ligne : <https://fsolt.org/swiid/> (Page consultée le 5 octobre 2020).

- Van den Berg, Axel, Charles Plante, Hicham Raïq, Christine Proulx et Sam Faustmann (2017). *Combating Poverty: Quebec's Pursuit of a Distinctive Welfare State*. Toronto: University of Toronto Press.
- Van Kersbergen, Kees et Barbara Vis (2014). *Comparative Welfare State Politics*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Weisstanner, David (2020). « Insiders Under Pressure : Flexibilisation at the Margins and Wage Inequality », *Journal of Social Policy*, FirstView, September 3.
- WID (2020). World Inequality Database.
- Wilkins, Arjun S. (2017). « To Lag or No to Lag? Evaluating the Use of Lagged Dependent Variables in Regression Analysis? » *Political Science Research and Methods*, 6, 2 : 393-411.
- Wilkinson, Richard et Kate Pickett (2009). *The Spirit Level : Why Equality Makes Societies Stronger*, London, Bloomsbury.
- Wimer, Christopher, Zachary Parolin, Anny Fenton, Liana Fox et Christopher Jencks (2020). « The Direct Effect of Taxes and Transfers on Changes in the U.S. Income Distribution, 1967-2015 », *Demography*, Online First, August.
- Wren, Anne (2013). *The Political Economy of the Service Transition*. Oxford: Oxford University Press.

Annexe

Modèles des dépenses sociales et de santé présentés séparément

Les effets sont les mêmes que ceux du tableau 2, sauf que l'effet des dépenses de santé sur la santé est nul plutôt que négatif. Les modèles incluent les contrôles, une tendance linéaire spécifique à chaque pays et des effets fixes par pays.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Variable dépendante décalée	0.587*** (0.0315)		0.577*** (0.0409)		0.434*** (0.0607)		0.434*** (0.0607)		0.416*** (0.0542)		0.598*** (0.0331)		0.767*** (0.0269)	
Dep. Soc t-1	-0.0227 (0.492)	1.169 (0.764)	-0.966 (0.805)	1.136 (1.143)	-0.00657 (0.0115)	-0.00940 (0.0152)	0.00181 (0.00936)	-0.0126 (0.0127)	-9.227** (3.746)	-6.744 (4.578)	-17.09*** (4.495)	-4.791 (6.800)	-0.040*** (0.0103)	-0.0511** (0.0218)
Dep. Soc t-5	0.342 (0.461)	0.585 (0.707)	0.897 (0.833)	1.066 (1.079)	-0.00978 (0.0111)	-0.0144 (0.0140)	0.00540 (0.00894)	-0.000996 (0.0117)	-11.92*** (3.687)	-15.43*** (4.494)	-24.60*** (4.779)	-25.39*** (6.798)	-0.0149 (0.0102)	-0.069*** (0.0201)
Δ PIB/h t-1	0.00250** (0.00117)	0.00247** (0.00112)	-0.00126 (0.00174)	-0.000191 (0.00175)	0.05** (1.96e-05)	0.05* (1.98e-05)	-4.36e-06 (1.47e-05)	-3.90e-08 (1.48e-05)	-0.00181 (0.0110)	-0.00189 (0.00884)	-0.00130 (0.0111)	-0.00746 (0.0112)	-8.96e-06 (2.52e-05)	6.19e-06 (3.17e-05)
Δ PIB/h t-5	-0.000195 (0.00112)	0.00101 (0.00112)	-0.00120 (0.00169)	0.00190 (0.00174)	-2.89e-05 (2.17e-05)	-3.16e-05 (2.19e-05)	-1.35e-05 (1.66e-05)	0.05** (1.62e-05)	-0.0138 (0.0104)	-0.0143 (0.00890)	-0.00510 (0.0107)	0.0137 (0.0115)	0.05** (2.73e-05)	-7.42e-05 (3.45e-05)
Δ alcool t-1	3.868** (1.504)	1.678 (1.222)	6.339*** (2.242)	2.885 (1.781)	-0.0186 (0.0224)	-0.00621 (0.0184)	-0.0377* (0.0204)	-0.00803 (0.0160)	10.34 (9.033)	8.389 (7.031)	18.99 (18.09)	-0.507 (13.79)	0.0204 (0.0369)	-0.0121 (0.0329)
Δ alcool t-5	-3.659*** (1.336)	-1.915* (1.122)	-5.510*** (2.032)	-3.926** (1.699)	0.0402* (0.0215)	0.0252 (0.0183)	0.0452** (0.0200)	0.0293* (0.0159)	1.809 (9.134)	5.104 (7.166)	-36.87** (16.73)	-24.07* (12.66)	0.0331 (0.0336)	0.0291 (0.0314)
Chômage t-1	-0.121 (0.371)	-1.867*** (0.525)	0.234 (0.573)	-1.579* (0.822)	0.00644 (0.00684)	0.0194** (0.00969)	0.00830 (0.00600)	0.0341*** (0.00883)	4.972*** (1.919)	0.657 (2.907)	0.539 (3.769)	-21.03*** (6.004)	0.0199*** (0.00555)	0.0429*** (0.0159)
Chômage t-5	-0.308 (0.367)	0.251 (0.522)	-0.0715 (0.582)	1.289 (0.793)	-0.00174 (0.00708)	-0.00263 (0.0100)	-0.0135** (0.00611)	-0.0192** (0.00894)	4.552** (2.194)	7.435** (3.001)	14.19*** (3.824)	16.86*** (5.893)	0.00271 (0.00681)	0.0261* (0.0147)
Δ pop 65+ t-1	-1.784 (3.930)	3.785 (5.503)	0.442 (5.991)	9.101 (6.622)	-0.0201 (0.0927)	-0.0282 (0.0954)	-0.0416 (0.0725)	-0.0577 (0.0712)	12.93 (29.55)	22.63 (28.44)	151.0*** (45.76)	142.1*** (52.82)	0.148 (0.0919)	0.281** (0.126)
Δ pop 65+ t-5	6.711 (4.351)	-1.545 (5.084)	16.82*** (6.363)	3.161 (6.860)	-0.0143 (0.106)	0.00722 (0.108)	-0.173** (0.0844)	-0.0950 (0.0838)	-13.84 (32.01)	42.89 (31.90)	53.11 (43.41)	125.9** (51.99)	-0.259*** (0.100)	-0.0543 (0.158)
Constante	9,594*** (984.4)	25,350*** (955.1)	19,057*** (2,050)	48,473*** (1,356)	-171.5*** (21.15)	307.1*** (13.23)	-189.6*** (23.46)	-467.8*** (13.95)	85,114*** (9,504)	158,943*** (5,105)	115,024*** (12,577)	339,050*** (9,841)	55.44*** (13.37)	334.5*** (21.04)
Observations	732	738	732	738	764	765	764	765	739	746	739	746	764	764
R-carré	0.982	0.967	0.988	0.979	0.987	0.997	0.994	0.998	0.983	0.968	0.991	0.979	0.968	0.873
N pays	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Erreurs-types en parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Variable dépendante décalée	0.577*** (0.0427)		0.536*** (0.0451)		0.450*** (0.0631)		0.506*** (0.0492)		0.420*** (0.0500)		0.533*** (0.0385)		0.781*** (0.0253)	
Dep santé t-1	2.370 (2.031)	3.372 (2.903)	0.292 (2.670)	-0.372 (3.748)	-0.0180 (0.0269)	-0.0381 (0.0381)	-0.0231 (0.0228)	-0.0265 (0.0333)	9.958 (13.60)	17.87 (15.75)	13.59 (17.82)	15.09 (24.27)	0.0140 (0.0321)	0.0372 (0.0659)
Dep santé t-5	0.984 (1.962)	1.558 (2.700)	0.723 (2.684)	2.067 (3.678)	-0.0173 (0.0266)	-0.00396 (0.0367)	0.0277 (0.0227)	0.0339 (0.0313)	12.01 (11.74)	-2.269 (14.52)	-11.08 (17.60)	7.729 (24.09)	0.0355 (0.0299)	0.115* (0.0605)
Δ PIB/h t-1	0.00277 (0.00171)	0.00251 (0.00153)	-0.000170 (0.00233)	0.000295 (0.00220)	05** (2.01e-05)	05* (2.05e-05)	-1.33e-05 (1.50e-05)	-8.38e-06 (1.52e-05)	0.000415 (0.00997)	0.000108 (0.00829)	0.00619 (0.0110)	0.00244 (0.0111)	4.62e-06 (2.30e-05)	2.06e-05 (2.81e-05)
Δ PIB/h t-5	-0.000400 (0.00164)	0.000714 (0.00151)	-0.00150 (0.00231)	0.00153 (0.00219)	-2.51e-05 (2.23e-05)	-2.56e-05 (2.25e-05)	-9.54e-06 (1.72e-05)	-2.57e-05 (1.67e-05)	-0.00992 (0.00985)	-0.0113 (0.00842)	-0.00342 (0.0109)	0.0151 (0.0115)	-5.76e-05** (2.54e-05)	-5.15e-05* (3.02e-05)
Δ alcool t-1	4.421** (1.964)	1.889 (1.521)	6.585** (2.792)	2.719 (2.192)	-0.0252 (0.0234)	-0.0107 (0.0191)	-0.0354* (0.0202)	-0.00823 (0.0161)	11.56 (9.102)	9.624 (7.174)	17.25 (16.69)	-0.561 (12.63)	0.0265 (0.0368)	-0.00464 (0.0316)
Δ alcool t-5	-3.549* (1.838)	-2.194 (1.450)	-5.256** (2.540)	-4.185** (2.087)	0.0400* (0.0227)	0.0278 (0.0190)	0.0429** (0.0199)	0.0319** (0.0161)	1.575 (8.905)	3.269 (7.086)	-35.00** (15.44)	-26.37** (11.58)	0.0242 (0.0340)	0.0267 (0.0303)
Chômage t-1	-0.183 (0.452)	-1.510** (0.641)	-0.0782 (0.575)	-1.080 (0.797)	0.00376 (0.00665)	0.0162* (0.00939)	0.0113** (0.00518)	0.0290*** (0.00738)	-1.193 (1.891)	-4.315 (2.933)	-10.85*** (3.889)	-24.96*** (6.400)	0.000920 (0.00561)	0.0129 (0.0153)
Chômage t-5	-0.0498 (0.441)	0.666 (0.692)	0.299 (0.530)	1.588** (0.795)	-0.00588 (0.00716)	-0.0102 (0.0104)	-0.0124** (0.00533)	-0.0190** (0.00788)	0.554 (2.125)	3.177 (3.166)	2.972 (3.911)	4.954 (6.586)	-0.000913 (0.00678)	0.000848 (0.0148)
Δ pop 65+ t-1	-4.055 (6.756)	0.438 (7.758)	-1.963 (7.942)	5.504 (9.708)	0.0135 (0.101)	0.00450 (0.104)	-0.0385 (0.0742)	-0.0594 (0.0739)	31.22 (28.75)	29.83 (32.28)	196.5*** (48.26)	137.1* (70.02)	0.168* (0.0924)	0.259** (0.129)
Δ pop 65+ t-5	6.499 (7.840)	-2.457 (7.902)	17.08* (8.789)	5.668 (9.651)	-0.0140 (0.116)	0.0177 (0.116)	-0.204** (0.0863)	-0.134 (0.0865)	-2.251 (31.93)	47.13 (33.98)	115.7** (50.05)	159.3** (66.17)	-0.233** (0.0925)	0.0144 (0.155)
Constante	10,142*** (1,271)	25,329*** (1,104)	21,152*** (2,420)	47,826*** (1,679)	-164.9*** (21.86)	-303.4*** (12.87)	-226.0*** (24.62)	-462.0*** (14.20)	95,778*** (9,985)	169,583*** (7,255)	155,545*** (15,943)	354,481*** (13,793)	76.86*** (14.01)	401.7*** (20.64)
Observations	756	762	756	762	788	789	788	789	763	770	763	770	788	788
R-carré	0.982	0.967	0.988	0.978	0.987	0.997	0.992	0.997	0.981	0.964	0.989	0.975	0.967	0.862
N pays	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Modèles des dépenses sociales à T-5

Les modèles à T-5 des dépenses sociales ne présentent aucune différence avec les modèles présentés dans le document principal.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Variable dépendante décalée	0.610*** (0.0325)		0.578*** (0.0403)		0.497*** (0.0591)		0.610*** (0.0453)		0.448*** (0.0527)		0.620*** (0.0317)		0.788*** (0.0238)	
Dép. Soc T-5	0.348 (0.373)	0.238 (0.659)	0.569 (0.690)	0.860 (1.054)	-0.00815 (0.0103)	-0.00976 (0.0145)	0.00910 (0.00775)	0.00249 (0.0116)	-13.78*** (3.734)	-17.00*** (4.310)	-32.67*** (4.414)	-33.51*** (6.494)	0.0267*** (0.00897)	- (0.0188)
Dép. Santé T-5	0.262 (1.503)	-0.150 (2.216)	0.751 (2.097)	0.0164 (3.292)	-0.00201 (0.0229)	0.0221 (0.0355)	0.0223 (0.0183)	0.0507* (0.0294)	20.66** (10.44)	9.075 (12.60)	8.732 (17.98)	17.69 (23.95)	0.0670** (0.0273)	0.175*** (0.0629)
Δ PIB/H T-5	4.35e-05 (0.00117)	0.00138 (0.00112)	-0.000885 (0.00172)	0.00226 (0.00177)	-2.03e-05 (2.38e-05)	-2.45e-05 (2.40e-05)	-7.52e-06 (1.74e-05)	-2.87e-05 (1.76e-05)	-0.0118 (0.0106)	-0.0138 (0.00911)	-0.00662 (0.0108)	0.0144 (0.0115)	0.05** (2.60e-05)	0.05** (3.27e-05)
Δ Alcool T-5	-3.341** (1.416)	-1.733 (1.176)	-5.525*** (2.141)	-4.034** (1.700)	0.0333 (0.0239)	0.0221 (0.0197)	0.0416** (0.0211)	0.0303* (0.0164)	0.676 (9.699)	4.534 (7.451)	-36.19** (17.61)	-24.32* (12.81)	0.0290 (0.0333)	0.0310 (0.0300)
Chômage T-5	-0.00784 (0.352)	0.539 (0.541)	0.122 (0.528)	1.310* (0.792)	-0.00711 (0.00614)	-0.0102 (0.00974)	0.0144*** (0.00521)	0.0212** (0.00857)	6.046*** (2.002)	8.544*** (2.798)	17.31*** (3.420)	19.91*** (5.835)	0.00909 (0.00597)	0.0327** (0.0150)
Δ Pop 65+ T-5	8.654* (4.476)	3.148 (4.989)	18.04*** (6.099)	7.863 (6.510)	-0.0895 (0.105)	-0.0996 (0.107)	-0.189** (0.0761)	-0.140* (0.0839)	8.864 (31.22)	66.67** (31.43)	112.1*** (42.11)	159.6*** (54.42)	-0.109 (0.0833)	0.126 (0.123)
Constante	8,970*** (996.9)	24,351*** (925.4)	19,183*** (2,094)	47,616*** (1,377)	-147.7*** (20.21)	293.6*** (14.13)	-167.6*** (22.05)	446.3*** (15.83)	84,698*** (9,771)	161,031*** (5,113)	108,263*** (11,810)	332,990*** (9,902)	64.52*** (13.47)	376.5*** (22.40)
Observations	740	746	740	746	791	792	791	792	755	762	755	762	790	790
R-carré	0.982	0.967	0.988	0.979	0.989	0.997	0.994	0.998	0.983	0.968	0.991	0.979	0.967	0.862
Nombre de pays	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Erreurs-types en parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)	(25)	(26)	(27)	(28)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Variable dépendante décalée	0.769*** (0.0318)		0.738*** (0.0277)		0.793*** (0.0382)		0.793*** (0.0267)		0.863*** (0.0173)		0.845*** (0.0163)		0.856*** (0.0106)	
Générosité T-5	-1.04*** (0.394)	-4.448*** (0.613)	-1.072** (0.440)	-3.228*** (0.726)	0.00670 (0.00522)	0.0364*** (0.00814)	0.00406 (0.00420)	-5.40e-05 (0.00733)	0.149 (1.342)	-14.63*** (3.333)	-10.03*** (3.116)	-23.70*** (6.770)	-0.00607 (0.00496)	-0.085*** (0.0152)
Δ PIB/H T-5	0.000822 (0.00127)	0.000865 (0.00138)	-0.00112 (0.00146)	0.00276 (0.00172)	-1.17e-05 (2.11e-05)	0.05** (2.10e-05)	-1.60e-05 (1.45e-05)	0.05*** (1.40e-05)	-0.00699* (0.00414)	-0.00364 (0.00534)	-0.00952 (0.00750)	0.00840 (0.00956)	-4.15e-05*** (1.37e-05)	-3.24e-05 (2.84e-05)
Δ Alcool T-5	-3.232 (2.069)	-0.414 (1.882)	-5.122** (2.561)	-3.694 (2.246)	0.0250 (0.0280)	0.00732 (0.0216)	0.0330 (0.0224)	0.0218 (0.0177)	3.298 (7.308)	11.26* (6.805)	-12.26 (14.18)	-8.813 (10.76)	0.00589 (0.0294)	0.0355 (0.0297)
Chômage T-5	0.186 (0.320)	0.206 (0.599)	0.290 (0.381)	2.410*** (0.784)	-0.00901 (0.00634)	-0.00902 (0.0112)	-0.014*** (0.00469)	-0.026*** (0.00810)	-0.108 (1.359)	-6.723* (3.667)	-3.848 (2.889)	-8.123 (6.511)	-0.00521 (0.00436)	-0.0411** (0.0186)
Δ Pop 65+ T-5	9.019 (7.061)	-6.156 (9.997)	19.99*** (7.602)	4.050 (11.24)	-0.0976 (0.121)	0.0586 (0.163)	-0.140 (0.0952)	-0.00586 (0.126)	31.36 (20.91)	26.00 (44.89)	105.9*** (37.69)	189.3*** (66.36)	-0.0234 (0.0723)	0.292 (0.203)
Constante	5,489*** (927.2)	27,115*** (826.7)	12,625*** (1,535)	52,434*** (1,404)	-60.20*** (13.45)	-329.0*** (9.474)	-97.15*** (14.02)	-496.4*** (10.56)	19,354*** (3,910)	208,514*** (8,711)	49,531*** (7,485)	421,889*** (14,159)	44.41*** (7.180)	494.1*** (23.81)
Observations	703	707	703	707	714	719	714	719	703	707	703	707	727	727
R-carré	0.988	0.963	0.992	0.973	0.997	0.998	0.997	0.998	0.995	0.963	0.995	0.976	0.989	0.882
N pays	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20	20

	(29)	(30)	(31)	(32)	(33)	(34)	(35)	(36)	(37)	(38)	(39)	(40)	(41)	(42)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Variable dépendante décalée	0.590*** (0.0321)		0.567*** (0.0418)		0.495*** (0.0609)		0.638*** (0.0451)		0.494*** (0.0544)		0.734*** (0.0307)		0.817*** (0.0225)	
Dep. Soc privées T-5	0.329 (0.383)	0.0198 (0.544)	-0.225 (0.491)	-0.869 (0.679)	-0.00311 (0.00569)	-0.00418 (0.00766)	0.00337 (0.00581)	0.00248 (0.00801)	-3.130* (1.772)	-3.637 (2.915)	-8.299*** (2.694)	-8.692* (4.603)	-0.013** (0.00581)	-0.042*** (0.0101)
Δ PIB/H T-5	0.000217 (0.00114)	0.00120 (0.00118)	-0.000882 (0.00163)	0.00230 (0.00172)	-2.42e-05 (2.25e-05)	-2.88e-05 (2.38e-05)	-2.04e-05 (1.62e-05)	05** (1.71e-05)	-0.00664 (0.00988)	-0.00825 (0.00946)	0.00769 (0.00994)	0.0289*** (0.0107)	-4.84e-05** (0.0150)	-4.95e-05* (2.73e-05)
Δ Alcool T-5	-3.96*** (1.430)	-2.025* (1.149)	-6.905*** (2.341)	-4.920*** (1.885)	0.0344 (0.0237)	0.0253 (0.0202)	0.0495** (0.0235)	0.0379** (0.0184)	-0.785 (10.02)	3.081 (7.474)	-45.94** (19.39)	-30.07** (14.41)	0.0150 (0.0374)	0.0206 (0.0323)
Chômage T-5	0.227 (0.333)	0.808 (0.581)	0.458 (0.466)	1.810** (0.798)	-0.0115* (0.00606)	-0.0154 (0.00966)	-0.0102** (0.00476)	0.0190** (0.00870)	0.0140 (1.861)	2.178 (2.679)	2.532 (3.375)	6.289 (5.996)	0.000969 (0.00452)	0.0110 (0.0127)
Δ Pop 65+ T-5	4.996 (4.061)	-0.374 (4.833)	15.57** (6.064)	4.381 (6.677)	-0.139 (0.0914)	-0.116 (0.101)	-0.204*** (0.0679)	-0.124 (0.0833)	47.96 (31.25)	84.30*** (30.04)	124.4*** (43.19)	129.8** (57.28)	-0.0233 (0.0772)	0.194* (0.116)
Constante	9,149*** (901.1)	24,181*** (820.0)	19,432*** (2,140)	47,522*** (1,143)	-143.4*** (19.48)	-291*** (11.51)	-162.3*** (22.17)	-455*** (14.31)	80,617*** (9,945)	167,955*** (5,520)	82,156*** (11,810)	347,243*** (11,151)	58.84*** (11.89)	395.9*** (17.65)
Observations	681	686	681	686	729	730	729	730	696	702	696	702	728	728
R-carré	0.983	0.970	0.988	0.980	0.990	0.997	0.995	0.998	0.985	0.969	0.993	0.980	0.969	0.860
N pays	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Modèles prédisant l'espérance de vie à 65 ans

On observe un effet négatif des dépenses sociales sur l'espérance de vie à 65 ans, ce qui est contraire à nos postulats théoriques. L'indice de générosité améliore l'espérance de vie à 65 ans et les dépenses sociales privées la diminue.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Espvie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h	Esp vie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h	Esp vie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h
Variable												
dépendante décalée	0.409*** (0.0664)		0.540*** (0.0588)		0.632*** (0.0595)		0.799*** (0.0353)		0.422*** (0.0736)		0.539*** (0.0623)	
Dep. Soc T-1	-0.0153 (0.0113)	-0.0204 (0.0144)	-0.0118 (0.00855)	-0.0249** (0.0111)								
Dep. Soc T-5	-0.0252** (0.0107)	-0.0361*** (0.0133)	-0.0189** (0.00775)	-0.0334*** (0.0103)								
Dep. Santé T-1	-0.000875 (0.0231)	0.00805 (0.0327)	0.00226 (0.0188)	0.00408 (0.0280)								
Dep. Santé T-5	-0.00539 (0.0239)	0.0120 (0.0329)	0.0173 (0.0188)	0.0502* (0.0274)								
Générosité T-1					-0.00374 (0.00649)	-0.00777 (0.00993)	-0.00427 (0.00547)	-0.0149 (0.0106)				
Générosité T-5					0.0151** (0.00635)	0.0337*** (0.00827)	0.00348 (0.00483)	-0.00303 (0.00826)				
Dep. Soc. Priv. T-1									-0.0155** (0.00678)	-0.0220*** (0.00843)	-0.00396 (0.00496)	-0.00978 (0.00710)
Dep. Soc. Priv. T-1									-0.00181 (0.00558)	-0.00314 (0.00719)	0.000870 (0.00446)	0.00187 (0.00595)
Δ PIB/h t-1	-3.73e-05** (1.89e-05)	-2.97e-05 (1.85e-05)	-6.58e-06 (1.33e-05)	-8.51e-06 (1.39e-05)	-2.31e-05 (1.88e-05)	-1.96e-05 (2.22e-05)	-1.63e-05 (1.22e-05)	-2.34e-05 (1.66e-05)	-3.29e-05* (1.84e-05)	-2.90e-05 (1.82e-05)	-4.54e-06 (1.21e-05)	-4.35e-06 (1.30e-05)
Δ PIB/h t-5	-4.20e-05** (2.06e-05)	-5.20e-05** (2.02e-05)	-9.57e-06 (1.49e-05)	-2.38e-05 (1.52e-05)	-5.84e-06 (2.21e-05)	-2.16e-05 (2.55e-05)	6.70e-06 (1.46e-05)	-9.73e-06 (1.97e-05)	-3.73e-05* (2.03e-05)	-4.81e-05** (2.00e-05)	-1.08e-05 (1.36e-05)	-2.53e-05* (1.47e-05)
Δ alcool t-1	-0.0122 (0.0206)	0.00679 (0.0166)	-0.0214 (0.0162)	-0.00232 (0.0128)	0.00473 (0.0254)	0.0120 (0.0214)	4.20e-05 (0.0187)	0.0124 (0.0164)	-0.0228 (0.0217)	-0.00364 (0.0177)	-0.0342* (0.0179)	-0.0122 (0.0137)
Δ alcool t-5	0.0399** (0.0192)	0.0273* (0.0161)	0.0251 (0.0159)	0.0147 (0.0128)	0.0226 (0.0227)	0.0104 (0.0195)	0.0310* (0.0178)	0.0229 (0.0155)	0.0474** (0.0193)	0.0350** (0.0163)	0.0295* (0.0165)	0.0196 (0.0132)
Chômage t-1	0.0119* (0.00646)	0.0243*** (0.00914)	0.0101** (0.00483)	0.0254*** (0.00708)	-0.00174 (0.00617)	0.000310 (0.00991)	-0.00583 (0.00373)	-0.0153* (0.00870)	0.00297 (0.00646)	0.0130 (0.00884)	0.00388 (0.00500)	0.0157** (0.00744)
Chômage t-5	0.00479 (0.00692)	0.00581 (0.00972)	-0.00153 (0.00505)	-0.00514 (0.00734)	-0.0118* (0.00638)	-0.0260*** (0.00997)	-0.0105** (0.00419)	-0.0493*** (0.00892)	-0.00683 (0.00640)	-0.0121 (0.00862)	-0.0100** (0.00496)	-0.0184*** (0.00707)
Δ pop 65+ t-1	0.0110 (0.0904)	-0.0235 (0.0917)	0.0471 (0.0649)	0.0115 (0.0635)	0.299*** (0.105)	0.436*** (0.140)	0.173** (0.0684)	0.381*** (0.108)	0.0577 (0.0852)	0.0270 (0.0875)	0.119* (0.0643)	0.0713 (0.0617)
Δ pop 65+ t-5	-0.0320 (0.101)	0.0121 (0.0998)	-0.133* (0.0694)	-0.00950 (0.0706)	-0.179 (0.124)	-0.107 (0.156)	-0.192*** (0.0737)	-0.0996 (0.116)	-0.0833 (0.0893)	-0.0180 (0.0858)	-0.106 (0.0655)	0.0290 (0.0624)
Constant	-166.7*** (20.02)	-274.2*** (12.02)	-166.7*** (21.54)	-356.2*** (10.91)	-96.15*** (15.76)	-260.8*** (5.623)	-70.76*** (12.03)	-338.8*** (4.933)	-146.8*** (19.97)	-257.0*** (6.603)	-159.3*** (22.44)	-346.1*** (6.913)
Observations	764	765	764	765	631	636	631	636	700	701	700	701
R-carré	0.978	0.969	0.989	0.972	0.990	0.975	0.995	0.975	0.981	0.972	0.989	0.974
N pays	27	27	27	27	20	20	20	20	27	27	27	27

Le ratio p90p10 réduit l'espérance de vie à 65 ans. Le ratio p90p50 aussi, mais seulement sans variable dépendante décalée. Les indices de Gini ont un effet instable sur l'espérance de vie à 65 ans, alors que la redistribution et la pauvreté n'ont pas d'effet.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	Esp vie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h	Esp vie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h	Esp vie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h
Variable dépendante décalée	0.425*** (0.0808)		0.493*** (0.0745)		0.592*** (0.0586)		0.419*** (0.0696)		0.611*** (0.0539)		0.726*** (0.0448)	
Pauvreté T-1	-0.307 (1.402)	0.482 (1.638)	0.225 (1.148)	1.756 (1.636)								
Pauvreté T-5	-0.503 (1.256)	-0.0255 (1.519)	-0.759 (1.104)	-0.606 (1.435)								
P90p10 T-1					0.000738 (0.107)	0.136 (0.138)	0.0300 (0.102)	0.0606 (0.117)				
P90p10 T-5					-0.220*** (0.0782)	-0.277*** (0.106)	-0.289*** (0.0707)	-0.315*** (0.0878)				
Gini disp. T-1									0.0149 (0.0116)	0.00887 (0.0192)	0.00593 (0.00963)	0.0113 (0.0172)
Gini disp. T-5									0.00275 (0.00947)	0.0108 (0.0148)	0.0121 (0.00814)	0.0394*** (0.0136)
Gini marché T-1												
Gini marché T-5												
P90p50 T-1												
P90p50 T-5												
Redistribution T-1												
Redistribution T-5												
Observations	569	570	569	570	438	439	438	439	906	912	906	912
R-carré	0.982	0.977	0.988	0.980	0.988	0.983	0.991	0.986	0.986	0.965	0.994	0.967
N pays	27	27	27	27	21	21	21	21	27	27	27	27

	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)	(22)	(23)	(24)
	Esp vie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h	Esp vie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h	Esp vie 65f	Esp vie 65f	Esp vie 65h	Esp vie 65h
Variable dépendante décalée	0.602*** (0.0545)		0.716*** (0.0457)		0.641*** (0.0487)		0.633*** (0.0517)		0.622*** (0.0532)		0.743*** (0.0433)	
Gini marché T-1	0.0273** (0.0115)	0.0291 (0.0180)	0.00663 (0.00871)	-0.000470 (0.0155)								
Gini marché T-5	-0.00621 (0.00913)	0.00753 (0.0143)	0.0119 (0.00736)	0.0495*** (0.0123)								
P90p50 T-1					-0.160 (0.139)	-0.394** (0.184)	-0.124 (0.127)	-0.307* (0.166)				
P90p50 T-5					0.00438 (0.129)	0.143 (0.170)	-0.00535 (0.111)	0.128 (0.135)				
Redistribution T-1									0.486 (0.700)	1.266 (1.123)	-0.00972 (0.576)	-0.973 (0.962)
Redistribution T-5									-0.617 (0.520)	-0.228 (0.845)	-0.270 (0.408)	-0.483 (0.740)
Observations	906	912	906	912	617	620	617	620	906	912	906	912
R-carré	0.986	0.965	0.993	0.967	0.985	0.975	0.992	0.977	0.987	0.965	0.994	0.966
N pays	27	27	27	27	21	21	21	21	27	27	27	27

Décomposition des dépenses sociales

Les résultats des modèles de régression incluant chacune des composantes des dépenses sociales présentées ici ne sont pas particulièrement concluants. Les politiques de soutien du revenu pour les chômeurs et les personnes en situation de handicap sont celles dont l'effet semble le plus net. Toutefois, l'effet des variables diffère entre le temps t-1 et le temps t-5. Au temps t-1, on trouve un effet assez net des dépenses liées au marché du travail, soit l'assurance-chômage et les politiques actives du marché du travail, qui réduisent la mortalité infantile, et ce, avec ou sans variables dépendantes décalées. Les dépenses d'assurance-chômage tendent aussi à réduire le nombre de morts par accident. Par contre, les politiques actives du marché du travail sont associées à une plus faible espérance de vie à 65 ans (mais pas à la naissance) pour les hommes et les femmes. Ces effets disparaissent au temps t-5, sauf pour la relation entre assurance-chômage et morts par accident et pour celles entre les politiques actives du marché du travail et la mortalité infantile (uniquement sans variable dépendante décalée pour cette relation).

Les prestations pour personnes atteintes d'un handicap réduisent la mortalité infantile tant au temps T-1 que T-5 (l'effet n'est toutefois pas robuste si on utilise une variable dépendante décalée). Les dépenses pour les personnes handicapées au temps T-5 diminuent le taux de mortalité ainsi que la mortalité due à des accidents. Au temps T-1, les dépenses en retraites augmentent la mortalité infantile, mais diminuent les morts par accident, tout comme les prestations pour survivants. L'effet disparaît au temps T-5. Les dépenses pour les survivants sont associées avec une diminution des années de vie perdues pour cause de maladie mentale, mais une augmentation des morts par accident au temps T-5. Les dépenses pour le logement ou les dépenses pour les familles ne sont pas associées à des résultats positifs en termes de santé.

Bref, pour chacune des différentes catégories de dépenses sociales, les effets positifs sur la santé sont généralement contrebalancés par des effets négatifs. Les effets les plus positifs se trouvent du côté des dépenses d'assurance-chômage et des dépenses pour les personnes handicapées.

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	14	14
	Taux de mortalité		Mortalité infantile		Espérance de vie 65 femmes		Espérance de vie 65 hommes		Année perdues maladie mentale femmes		Année perdues maladie mentale hommes		Accidents	
Variable dépendante décalée	0.564*** (0.0356)		0.673*** (0.0356)		0.351*** (0.0654)		0.467*** (0.0661)		0.371*** (0.0424)		0.561*** (0.0325)		0.143*** (0.0363)	
Chômage t-1	0.699 (2.365)	2.479 (3.563)	-0.134*** (0.0481)	-0.156* (0.0800)	0.0223 (0.0382)	0.0251 (0.0495)	0.00665 (0.0286)	0.00926 (0.0388)	-1.208 (1.256)	-2.268 (2.363)	-3.354 (3.898)	-9.690 (6.736)	-13.70* (7.271)	-14.19* (8.127)
ALMP t-1	1.975 (4.524)	11.16* (6.150)	-0.300*** (0.103)	-0.685*** (0.159)	-0.137* (0.0715)	-0.184** (0.0844)	-0.135** (0.0613)	-0.212*** (0.0727)	0.280 (2.332)	-2.931 (3.185)	2.863 (6.256)	-7.084 (8.810)	5.743 (12.28)	11.70 (13.62)
Famille t-1	2.796 (2.947)	-0.532 (4.155)	-0.0185 (0.0718)	-0.0494 (0.116)	-0.0772* (0.0396)	-0.0753 (0.0518)	-0.0899** (0.0356)	-0.126*** (0.0475)	-0.368 (1.771)	-0.703 (2.846)	11.72** (5.170)	15.24* (8.060)	-12.41 (11.03)	-5.377 (11.57)
Retraites t-1	-0.849 (1.525)	-0.651 (2.362)	0.0593* (0.0308)	0.209*** (0.0512)	-0.0114 (0.0223)	-0.00979 (0.0283)	-0.00376 (0.0211)	0.00130 (0.0278)	1.372* (0.791)	0.586 (1.289)	0.845 (2.508)	-3.734 (3.868)	-18.10*** (4.873)	-21.92*** (5.442)
Survie t-1	6.153* (3.180)	3.676 (4.689)	0.0869 (0.0816)	0.271** (0.121)	-0.0576 (0.0464)	-0.0634 (0.0575)	-0.0205 (0.0504)	-0.0213 (0.0638)	-0.142 (3.516)	-0.915 (2.940)	-4.562 (7.547)	-10.59 (7.570)	-72.37*** (10.98)	-77.10*** (11.38)
Handicap t-1	-2.419 (2.212)	-4.723 (3.119)	-0.0832* (0.0477)	-0.232*** (0.0780)	-0.0426 (0.0314)	-0.0298 (0.0408)	-0.0241 (0.0301)	-0.0230 (0.0394)	-0.271 (1.112)	0.372 (1.520)	1.888 (2.992)	5.373 (4.450)	-7.994 (5.009)	-5.041 (6.428)
Habitation t-1	12.76 (7.986)	10.74 (10.54)	0.102 (0.169)	-0.262 (0.249)	-0.109 (0.106)	-0.0897 (0.127)	0.00752 (0.109)	0.0528 (0.141)	0.0227 (3.423)	2.397 (5.304)	-13.68 (12.28)	-12.90 (16.07)	-16.22 (20.96)	-35.47 (25.24)
Dep. santé t-1	1.934 (1.746)	2.390 (2.474)	-0.00450 (0.0379)	0.00287 (0.0697)	0.00167 (0.0235)	-0.00179 (0.0311)	0.00386 (0.0209)	-0.00523 (0.0278)	-4.059*** (0.777)	-3.699** (1.468)	-10.05*** (2.930)	-11.07*** (4.195)	12.04*** (3.917)	10.99** (4.922)
Chômage t-5	0.884 (2.429)	-3.112 (3.461)	-0.0290 (0.0480)	-0.0466 (0.0763)	0.00774 (0.0383)	0.0410 (0.0477)	-0.0398 (0.0312)	-0.0199 (0.0399)	2.675*** (0.982)	3.105 (2.093)	6.093* (3.311)	9.935* (5.794)	-19.82*** (6.945)	-19.44** (7.769)
ALMP t-5	-2.686 (4.543)	-3.323 (6.058)	-0.0912 (0.100)	-0.454*** (0.152)	-0.00305 (0.0653)	-0.0166 (0.0797)	-0.0750 (0.0606)	-0.165** (0.0744)	12.60*** (2.507)	14.47*** (3.393)	38.64*** (6.957)	53.53*** (9.529)	-17.09 (10.66)	-6.781 (11.93)
Famille t-5	-4.868* (2.891)	0.973 (4.276)	0.150** (0.0665)	0.289*** (0.108)	0.0572 (0.0454)	-0.00285 (0.0587)	0.107*** (0.0387)	0.111** (0.0505)	2.247 (1.466)	2.878 (2.485)	2.670 (4.246)	7.317 (7.173)	21.84*** (8.379)	16.79* (9.862)
Retraites t-5	2.988* (1.701)	5.112** (2.508)	0.0289 (0.0329)	0.0843 (0.0519)	-0.0741*** (0.0247)	-0.0869*** (0.0307)	-0.0236 (0.0236)	-0.0383 (0.0300)	-1.696** (0.817)	-1.317 (1.179)	-3.029 (2.546)	-6.093* (3.498)	4.300 (5.428)	3.603 (6.000)
Survie t-5	2.260 (3.370)	6.646 (4.709)	0.141* (0.0852)	0.283** (0.128)	-0.0736 (0.0524)	-0.0978 (0.0629)	0.0365 (0.0514)	0.0514 (0.0649)	-6.240** (2.747)	-6.664** (2.811)	-18.23*** (5.766)	-20.25*** (7.612)	36.51*** (10.28)	34.48*** (11.93)
Handicap t-5	-6.528*** (2.391)	-9.725*** (2.997)	-0.0374 (0.0522)	-0.288*** (0.0794)	0.0429 (0.0315)	0.0238 (0.0391)	0.0219 (0.0272)	-0.0119 (0.0365)	-0.930 (1.323)	0.000299 (1.565)	2.274 (3.300)	9.219* (4.709)	-23.40*** (5.029)	-24.18*** (6.558)
Habitation t-5	41.45*** (8.328)	50.26*** (10.93)	-0.146 (0.144)	-0.148 (0.220)	-0.412*** (0.0971)	-0.457*** (0.118)	-0.291*** (0.101)	-0.343*** (0.130)	-8.692** (3.637)	-7.536 (5.522)	-28.61** (11.26)	-26.79* (15.76)	50.15** (21.48)	44.71* (23.73)
Dep. santé t-5	1.966 (1.685)	2.294 (2.430)	0.0240 (0.0319)	0.141** (0.0560)	-0.0325 (0.0222)	-0.0185 (0.0295)	-0.00900 (0.0193)	0.0164 (0.0263)	-2.446*** (0.890)	-4.044*** (1.320)	-7.520*** (2.754)	-16.58*** (3.897)	3.004 (3.813)	2.017 (5.002)
Constante	12,696*** (1,330)	32,167*** (1,193)	126.8*** (22.21)	396.3*** (27.03)	-181.0*** (20.85)	-281.4*** (14.53)	-180.6*** (24.57)	-347.4*** (13.56)	915.5** (385.8)	2,017*** (700.1)	3,555*** (1,239)	8,452*** (1,882)	28,368*** (2,632)	32,610*** (2,791)
Observations	676	682	705	705	706	706	706	706	671	679	673	680	678	686
R-carré	0.988	0.979	0.965	0.897	0.979	0.970	0.989	0.975	0.791	0.582	0.863	0.639	0.922	0.887
Nombre de pays	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Erreurs types entre parenthèses
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

Modèles en première différence

Ces modèles concernent les variables de distribution du revenu qui sont potentiellement non-stationnaires, présentées à T-5 comme au tableau 7. Le nombre de cas (le nombre de pays années) varie d'environ 500 avec les mesures de pauvreté, à près de 1000 avec les mesures de Gini. Les variables sont incluses dans le même tableau pour économiser de l'espace, mais sont en fait modélisées dans des régressions différentes.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)
	Taux de mortalité f		Taux de mortalité H		Espérance de vie F		Espérance de vie H		Années de vie perdues F		Années de vie perdues H		Mortalité infantile	
Variable dépendante décalée	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non	Oui	Non
Δ redis. T-5	-35.69 (111.4)	15.31 (111.6)	-165.9 (120.4)	-116.2 (121.9)	0.322 (1.213)	0.561 (1.334)	-0.390 (1.182)	-0.682 (1.170)	-573.6 (487.8)	7.571 (479.5)	147.1 (720.9)	313.7 (792.1)	-1.092 (1.644)	-1.540 (1.920)
Δ pauvreté T-5	140.3 (179.1)	212.4 (191.6)	309.1 (220.4)	194.8 (225.8)	-0.724 (2.536)	-1.420 (2.355)	0.668 (2.241)	0.904 (2.073)	1,512 (1,069)	1,547* (890.8)	-807.2 (1,472)	-419.6 (1,406)	1.427 (3.208)	2.750 (3.154)
Δ Gini disp. T-5	-3.618* (1.869)	-4.484** (2.164)	-0.745 (2.410)	-0.602 (2.951)	0.00664 (0.0259)	-0.0137 (0.0302)	0.0158 (0.0255)	-0.000499 (0.0271)	-7.927 (9.433)	-11.89 (11.72)	-53.60*** (14.45)	-44.13** (18.03)	-0.0359 (0.0294)	-0.0305 (0.0410)
Δ Gini marché T-5	-5.473*** (1.580)	-5.510*** (2.035)	-4.315** (2.199)	-3.797 (2.606)	0.0154 (0.0247)	-0.000686 (0.0291)	0.0156 (0.0225)	-0.0125 (0.0245)	-20.05** (8.736)	-17.44 (11.19)	-67.47*** (14.31)	-52.64*** (19.11)	-0.0610** (0.0243)	-0.0734* (0.0401)
Δ 1% T-5	16.24 (61.67)	80.37* (46.44)	32.86 (82.73)	19.86 (72.72)	-0.529 (0.685)	-0.558 (0.470)	0.274 (0.582)	0.392 (0.451)	899.5** (368.5)	550.7** (224.4)	-599.5 (606.6)	-455.0 (451.1)	1.805 (1.247)	1.640 (1.090)
N pays	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27	27

Erreurs-types en parenthèses

*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1

