

La politique de l'investissement en santé publique

Olivier Jacques, professeur adjoint au Département de gestion, évaluation et politique de santé, Université de Montréal

Alain Noël, professeur au Département de science politique, Université de Montréal

Rapport final du projet « Protéger les investissements en santé publique » présenté au ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec.

Montréal, 27 février 2022

Les auteurs souhaitent remercier Carmen Baciu, Thomas Bastien, Emna Ben Jelili, Roxane Borgès da Silva, Jean-Louis Denis et Erin Strumpf pour leur contribution aux étapes initiales du projet. Mehdi Ammi et Emmanuelle Arpin ont participé à l'analyse des données des provinces canadiennes. Olivier Jacques reconnaît le soutien financier du Fonds de Recherche du Québec Société et Culture et Alain Noël celui du Conseil de recherches en sciences humaines du Canada. Ce projet a bénéficié du soutien financier du ministère de la Santé et des Services sociaux du Québec. Aucune de nos sources de financement n'a été impliquée directement dans le projet de recherche.

Résumé

Les investissements en santé publique contribuent à prévenir la mortalité et à réduire les coûts des soins de santé. Pourtant, très peu d'études ont examiné les déterminants des investissements dans les soins préventifs entre les pays et au fil du temps. Nous développons une théorie des priorités de dépenses de santé opposant mesures préventives et soins curatifs. Il est peu probable que les mesures préventives soient prioritaires pour les gouvernements, car il s'agit d'un bien public qui nécessite l'allocation immédiate de ressources limitées en vue de générer des bénéfices diffus qui ne se manifestent qu'à long terme. En effet, la santé publique constitue une politique « silencieuse » qui n'est pas fortement soutenue par les groupes d'intérêt ou l'opinion publique. Ce profil entraîne deux conséquences : comme d'autres investissements à long terme, les programmes de santé publique sont particulièrement vulnérables à l'austérité budgétaire, et les dépenses de prévention ne sont pas influencées par l'orientation partisane du gouvernement, car les partis ne peuvent guère attirer des votes avec des investissements à long terme d'une si faible visibilité. Nous utilisons deux ensembles de données couvrant 25 pays de l'OCDE de 1970 à 2018 ainsi que 10 provinces canadiennes de 1975 à 2018. L'analyse démontre que les consolidations budgétaires sont négativement associées au niveau absolu de soins préventifs et à sa proportion par rapport aux soins curatifs. Nous confirmons également que les gouvernements de gauche ne sont pas plus susceptibles d'investir dans la santé publique que les gouvernements de droite. Enfin, en référence à la littérature sur l'analyse comparative des soins de santé, nous montrons que les systèmes de services nationaux de santé maintiennent des investissements de soins préventifs plus élevés que les systèmes de

santé basés sur l'assurance sociale. Toutefois, l'analyse des provinces canadiennes démontre que les pressions fiscales nuisent tant aux dépenses curatives qu'aux dépenses préventives.

Introduction

La pandémie de COVID-19 a mis en évidence l'importance des services de santé publique pour prévenir les maladies et assurer la sécurité sanitaire de populations entières (Heymann et Shindo, 2020 ; Lal et al., 2021). Plus généralement, les programmes de santé publique contribuent à prévenir la mortalité, génèrent des bénéfices substantiels pour la santé et réduisent les coûts des soins de santé (Mays et Smith, 2011 ; Bernet et al., 2018 ; Masters et al., 2017 ; Merkur et al., 2013). Pourtant, les experts et les organismes de santé publique déplorent régulièrement le faible financement de ces programmes (Wise et Nutbeam, 2007).

L'OCDE, Eurostat et l'Organisation mondiale de la santé s'entendent pour définir « les services de prévention et de santé publique comme des services conçus pour améliorer l'état de santé de la population par opposition aux services curatifs, qui remédient aux dysfonctionnements de la santé » (notre traduction; OCDE, Eurostat et Organisation mondiale de la santé, cités dans Rechel, 2019).¹ Il existe une ligne de démarcation claire entre les mesures préventives et curatives. Les dépenses curatives ont des conséquences évidentes à court terme pour les individus et sont susceptibles de figurer parmi les priorités des électeurs et des gouvernements. La prévention, en revanche, est moins visible, moins individualisée et plus orientée vers le long terme. Les deux fonctions sont également d'ampleur très différente. En 2018, par exemple, le Québec a dépensé seulement 98\$ par personnes en mesures préventives contre 2360\$ en soins curatifs (ICIS, 2021).

¹ Dans ce rapport, nous utilisons les termes santé préventive et santé publique pour désigner le même concept.

Peu d'études ont examiné les déterminants des investissements dans les mesures préventives à travers les pays et au fil du temps. Les investissements en santé publique ont été négligés par les économistes, les politologues et les analystes des politiques de santé (Rechel, 2019). À notre connaissance, les seules études quantitatives des déterminants des dépenses de santé désagrégées, y compris les mesures préventives, ont été menées par Vitor Castro (2017) et Vitor Castro et Rodrigo Martins (2018). Les deux études utilisent la classification de l'OCDE des fonctions du gouvernement (COFOG) pour effectuer des comparaisons transnationales des différents types de dépenses de santé. Ces études n'abordent pas de théories spécifiquement liées aux mesures préventives. Bernd Rechel (2019) et Michael Gmeinder, David Morgan et Michael Mueller (2017) constatent que les investissements de santé publique en Europe se sont avérés particulièrement vulnérables aux contraintes économiques après la récession de 2008. Ces études descriptives, cependant, ne modélisent pas les déterminants des dépenses de prévention.

Dans ce rapport, nous développons une théorie de la priorisation des dépenses de santé pour tenir compte des variations des investissements en santé publique entre les pays et dans le temps. Nous soutenons que l'horizon temporel, la couverture des risques offerte et l'importance sociale d'une politique déterminent si elle est susceptible d'être priorisée par les gouvernements. Les mesures préventives ne sont pas favorisées à cet égard, car elles constituent un bien public qui implique l'allocation de ressources rares dans le présent pour générer des bénéfices ne se matérialisant qu'à long terme. La santé publique est une politique « silencieuse » qui n'est pas fortement soutenue par des groupes d'intérêt ou l'opinion publique (Busemeyer et al., 2020 ; Culpepper, 2010). Ces caractéristiques ont deux conséquences : 1) comme d'autres investissements à long terme (Breunig et

Busemeyer, 2012 ; Bamba et al., 2020; Jacques, 2021a), les programmes de santé publique sont particulièrement vulnérables à l'austérité budgétaire ; 2) les dépenses de prévention ne sont pas influencées par l'orientation partisane du gouvernement puisque les partis ne peuvent pas attirer des votes avec des investissements aussi peu visibles.

Malgré ces freins structurels aux dépenses en mesures préventives, certains gouvernements investissent plus que d'autres dans la santé publique, comme le suggère la littérature sur les systèmes de santé (Trein, 2017 ; Rechel et al., 2013 ; Allin et al., 2004) ou sont plus à même d'institutionnaliser des agences de santé publique (Boswell et al., 2019). Nous constatons en effet que les systèmes de services de santé nationaux (*National Health Services*; NHS) sont plus susceptibles que les systèmes de santé basés sur l'assurance sociale (*Social Health Insurance*; SHI) de soutenir les investissements dans les mesures préventives.

La deuxième partie du rapport présente d'abord les variations des investissements en santé publique et en santé curative dans les provinces canadiennes. Les données sont colligées par l'Institut canadien d'information sur la santé qui s'assure de la comparabilité des informations fournies par les gouvernements des provinces. Bien que ces données ne soient pas parfaitement comparables (Ammi et al., 2021), l'analyse des provinces canadiennes nous permet de contrôler pour plusieurs variables et de nous concentrer sur l'impact des pressions fiscales et de l'idéologie du gouvernement sur les investissements en santé publique. Les résultats de cette analyse sont moins probants que ceux tirés de l'analyse des pays de l'OCDE. Nous ne sommes pas en mesure d'utiliser la même variable mesurant les consolidations budgétaires dans les provinces canadiennes. On observe tout de même que les transferts fédéraux sont reliés aux dépenses curatives, mais pas aux

dépenses en santé publique et qu'une contraction budgétaire est associée à une diminution des deux types de dépenses, préventives et curatives. L'analyse des provinces canadiennes révèle aussi qu'une augmentation des dépenses curatives est associée à une diminution des investissements en santé publique, ce qui suggère une forme d'arbitrage budgétaire en faveur du curatif au détriment du préventif.

Ce rapport propose un premier bilan des déterminants des dépenses publiques de santé et contribue plus largement à la littérature sur les investissements publics de long terme. Il met en évidence le poids des pressions fiscales sur l'offre de programmes en santé publique, l'importance des systèmes institutionnels de santé et la non-pertinence des divergences partisans sur ces questions. Les deux sections suivantes présentent une théorie de la hiérarchisation des dépenses opposant soins curatifs et mesures préventives, et une discussion sur le rôle des systèmes de santé dans la promotion des mesures préventives. La quatrième section présente les données, les méthodes et les résultats pour les pays de l'OCDE, alors que la cinquième section fait de même pour les provinces canadiennes. La conclusion trace un bilan et propose des recommandations de politiques publiques pour protéger les investissements en santé publique.

La santé publique comme investissement silencieux

Nous nous appuyons sur l'étude comparative des politiques publiques pour développer une théorie de la hiérarchisation des politiques appliquée aux programmes de santé préventifs et curatifs. Nous soutenons que la conception des politiques (l'horizon temporel et la nature des bénéfices) et l'importance d'un programme pour le public ou pour

les groupes d'intérêt constituent deux facteurs cruciaux qui influencent les préférences des partis politiques et la résilience des politiques face aux pressions budgétaires.

Ce rapport s'appuie sur un programme émergent de recherche en économie politique comparée portant sur la politique des investissements publics à long terme. Il se concentre sur la capacité des gouvernements à prioriser des politiques publiques bénéfiques à long terme, telles que les investissements dans l'éducation, la recherche et le développement et la protection de l'environnement, par opposition aux politiques ayant des impacts immédiats, visibles et tangibles pour les électeurs, tels que les services sociaux, les prestations en espèces et les réductions d'impôts (Finnegan, 2022 ; Healy et Malhotra, 2009 ; Jacobs, 2011 ; Jacobs, 2016 ; Jacques, 2021b ; Lindvall, 2017). Nous concevons la santé publique comme un investissement à long terme. De tels investissements demandent d'allouer des ressources rares dans le présent à des programmes dont les bénéfices ne se déploient que sur le long terme. La prévention des catastrophes est un exemple par excellence d'investissement à long terme, car elle diminue la probabilité de catastrophes naturelles dans l'avenir et réduit leurs conséquences néfastes si elles se produisent. Les secours aux sinistrés en cas de catastrophe, en revanche, ont un effet immédiat et très visible. Ces mesures d'urgence sont populaires auprès des électeurs, tandis que la prévention a tendance à être négligée, même si celle-ci apporte un retour sur l'investissement nettement plus élevé que les secours aux sinistrés (Healy et Malhotra, 2009). De même, les mesures préventives en santé publique offrent peu d'avantages à court terme aux électeurs et leurs effets mettent du temps à se manifester, tandis que les dépenses de soins curatifs offrent des services à court terme immédiatement visibles aux patients et génèrent des revenus pour les praticiens et les organisations de santé. Dans les situations

de ressources limitées, les décideurs doivent choisir entre les mesures préventives et les soins curatifs, souvent aux dépens des premières (Cairney et St Denny, 2020). De plus, certaines formes de mesures préventives peuvent entraîner une imposition de coûts à court terme, notamment en limitant la liberté de choisir son mode de vie (Gostin et Wiley, 2016).

L'orientation à long terme n'est pas la seule caractéristique importante pour expliquer la hiérarchisation des politiques ; la nature des avantages est également importante. La littérature sur les effets de rétroaction des politiques (*policy feedbacks*) propose que les politiques universelles qui couvrent l'ensemble de la population sont particulièrement populaires et susceptibles d'être priorisées par les gouvernements (Laenen, 2018 ; Nelson, 2007). Dans la plupart des démocraties avancées, les soins de santé curatifs sont universellement couverts par une assurance publique (ou privée obligatoire). Les soins de santé répondent à un risque influencé par le cycle de vie, dont l'incidence est déterminée au moins autant par l'âge que par le statut socio-économique (Jensen, 2014). De plus, la perception du risque de tomber malade est partagée entre les citoyens de différentes classes et les bénéficiaires des services de santé sont perçus comme méritant des prestations publiques, bien plus que les bénéficiaires d'autres services publics comme l'assurance-chômage (Jensen et Petersen, 2017). Les dépenses pour les soins curatifs correspondent ainsi à un risque influencé par le cycle de vie qui est généralement couvert par des programmes universels : cela amplifie leur visibilité sociale et comporte des conséquences politiques.

En revanche, les mesures préventives constituent un bien public : les bénéfices d'une population en bonne santé sont diffus et se font sentir à long terme, ils ne peuvent être ramenés à des bénéfices privés pour un individu ou un groupe et les gouvernements ne

peuvent empêcher personne de bénéficier de la santé publique. Les individus et les gouvernements sont moins incités à payer pour les investissements de santé publique et la santé publique n'a pas de coalition sociale naturelle pour la soutenir (Tuohy et Glied, 2012).

La nature des prestations et leur orientation à long terme contribuent à l'importance sociale accordée à une politique. Plusieurs études distinguent les politiques « bruyantes » et les politiques « silencieuses » (Busemeyer et al., 2020 ; Culpepper, 2010) : les politiques bruyantes répondent à des problèmes bien identifiés, imposent des coûts visibles et génèrent des bénéfices importants qui mobilisent les électeurs, les groupes et les partis. En revanche, les politiques silencieuses restent sous l'écran radar. Certaines des politiques bruyantes sont largement consensuelles, d'autres sont plus controversées et débattues. Les soins de santé curatifs sont saillants dans le discours public puisque les systèmes de soins de santé couvrent un risque partagé par tous les citoyens. Ainsi, la plupart des citoyens, quel que soit leur revenu ou leur idéologie, privilégient des dépenses supplémentaires pour les soins de santé curatifs (Wendt et al., 2010 ; Jensen, 2014 ; Jensen et Petersen, 2017). D'autres politiques bruyantes sont plus conflictuelles, comme c'est le cas pour les politiques sociales de redistribution, telles que l'assurance-chômage. Celle-ci est plus susceptible d'être soutenue par les électeurs et les partis de gauche, car elle protège les personnes les plus vulnérables qui ont un risque plus élevé de perdre leur emploi (Jensen, 2014 ; Rehm, 2016).

Les politiques silencieuses ne sont pas présentes dans le discours public, car elles représentent souvent des politiques peu coûteuses caractérisées par une répartition incertaine des coûts et des avantages, ou elles sont assez techniques et difficiles à comprendre pour le public. Les choix politiques concernant les politiques silencieuses ont

tendance à refléter les demandes des groupes d'intérêts plus que ceux du public (Culpepper, 2010). En revanche, contrairement à d'autres politiques silencieuses, les groupes d'intérêt influents en santé n'ont généralement pas grand-chose à gagner des investissements dans les mesures préventives puisqu'il s'agit d'un bien public dont les bénéfices se déploient à long terme. De plus, le montant d'argent investi dans la prévention demeure relativement faible. Les groupes d'intérêt portent davantage attention aux soins de santé curatifs puisque des sommes importantes sont réparties entre des groupes professionnels puissants et un réseau d'organisations.

Le Tableau 1 résume notre théorie de la hiérarchisation des politiques et place les dépenses de santé curatives et préventives à des endroits très différents. Contrairement aux soins de santé curatifs, visibles à court terme et importants pour le public et les groupes d'intérêt, les mesures préventives sont à long terme et silencieuses. Elles sont donc susceptibles de figurer au bas de la liste des priorités des gouvernements, non seulement parce que leurs avantages se déploient à long terme, mais aussi parce qu'il s'agit d'un bien public silencieux bénéficiant d'un soutien limité du public et des groupes d'intérêt.

Tableau 1. Cadre théorique : hiérarchisation contrastée des soins curatifs et des mesures préventives

		Soins de santé curatifs	Mesures préventives
Conception de la politique	<i>Horizon temporel</i>	Bénéfices à court terme	Bénéfices à long terme
	<i>Nature de la prestation</i>	Des bénéfices personnels pour un risque encouru par tous les citoyens	Bien public
Importance sociale	<i>Soutien des groupes d'intérêt</i>	Fort	Faible
	<i>Opinion publique</i>	Politique bruyante : appui élevé	Politique silencieuse : appui faible
Conséquences politiques	<i>Préférences partisans</i>	Convergence gauche-droite en faveur de dépenses plus élevées	Pas de préférences partisans
	<i>Résilience à l'austérité</i>	Forte	Faible

Comme on peut le voir au Tableau 1, les différences dans la conception des politiques ont des conséquences politiques observables. Nous nous concentrons sur deux de ces conséquences : la résilience face à l'austérité et les préférences partisans. En imposant un arbitrage difficile entre les catégories budgétaires, les situations d'austérité budgétaire révèlent les priorités des gouvernements et la manière dont ils accommodent les préférences des différents électeurs et groupes. Des études d'économie politique comparée ont montré que les gouvernements ont tendance à limiter les coûts politiques lorsqu'ils mettent en œuvre des mesures d'austérité budgétaire en réduisant de manière disproportionnée les politiques dont les avantages se déploient à long terme et en protégeant les programmes soutenus par des électeurs influents. En effet, plusieurs études ont montré que les investissements en infrastructures, visibles à long terme, sont

particulièrement vulnérables aux épisodes d'austérité budgétaire (Bamba et al., 2020 ; Jacques, 2021a ; Breunig et Busemeyer, 2012 ; Streeck et Mertens, 2011).

Aucune étude n'a analysé systématiquement l'effet des pressions fiscales sur les investissements en mesures préventives, mais Rechel (2019) et Gmeinder et al. (2017) ont constaté leur déclin en Europe dans les années qui ont suivi la récession de 2008, période caractérisée par des épisodes d'austérité de grande ampleur (Alesina et al., 2019). Comme elles génèrent un bien public « silencieux » et à long terme, nous nous attendons à ce que les investissements dans les mesures préventives soient particulièrement vulnérables aux épisodes d'austérité.

H1a. Les consolidations budgétaires sont associées à une baisse du niveau absolu des investissements dans les mesures préventives

Si notre théorie de la hiérarchisation des dépenses est juste, nous devrions également constater que les dépenses de soins de santé curatifs sont plus résistantes aux épisodes d'austérité que les mesures préventives. Les gouvernements devraient protéger autant que possible les budgets des soins curatifs, car il s'agit d'une politique bruyante couvrant des risques influencés par le cycle de vie qui sont largement partagés et offrant des bénéfices à court terme. On s'attend donc à ce que la proportion des budgets de santé allouée aux mesures préventives par rapport aux soins curatifs diminue lors des épisodes d'austérité.

H1b. Les consolidations budgétaires sont associées à un déclin des mesures préventives par rapport aux soins de santé curatifs

On pourrait s'attendre à ce que la préférence des partis de gauche pour un État plus interventionniste se traduise par une augmentation des investissements dans les mesures préventives pendant le mandat de gouvernements de gauche. Ces gouvernements sont en effet soutenus par des coalitions en faveur de l'égalité (Brady, 2009), ils sont préoccupés par les inégalités sociales de santé et peuvent tenter de les réduire en investissant dans les mesures préventives (Lynch, 2020). Des revues systématiques ont montré que les gouvernements de gauche sont associés à des dépenses sociales plus élevées (Potrafke, 2017), mais ils ne sont pas nécessairement associés à des dépenses de santé plus généreuses (Falkenbach et al., 2020). En effet, tant les gouvernements de droite que de gauche suivent les préférences du public pour soutenir les dépenses de soins de santé curatifs (Jensen, 2014). Puisqu'ils couvrent un risque du cycle de vie largement partagé, les soins curatifs sont un enjeu de valence : tous sont favorables aux dépenses de santé. Au lieu de proposer une distinction claire en termes de niveaux d'implication du gouvernement dans les soins de santé, les partis rivalisent pour se positionner comme les meilleurs gestionnaires du système de santé (Immergut, 2021).

Les investissements dans les mesures préventives ne sont pas aussi largement soutenus et constituent des investissements à long terme discrets avec peu d'appuis dans la société. Nous ne nous attendons pas à ce que l'orientation partisane du gouvernement ait de l'importance. Les partis politiques proposent des politiques qui plaisent à leurs principaux électeurs ou qui attirent l'électeur médian (Strom, 1990). Cependant, les électeurs médians et la base électorale d'un parti ne sont pas susceptibles d'avoir une forte préférence pour des investissements plus élevés dans les mesures préventives, car il s'agit d'un investissement silencieux et à long terme. Les partis de gauche sont plus susceptibles

de donner la priorité à d'autres types de dépenses telles que les politiques de redistribution, tandis que les partis de droite préfèrent des impôts moins élevés (Brady, 2009). Ces choix politiques laissent moins de ressources publiques à investir dans les mesures préventives.

Par ailleurs, les partis de gauche ont souvent une préférence pour les politiques d'investissement social, qui visent à prévenir les risques sociaux, notamment en offrant aux citoyens de développer leurs compétences et leur capital humain à long terme. Les investissements sociaux en éducation, en services de garde et en politiques actives du marché du travail sont influencés par l'idéologie du gouvernement notamment parce que plusieurs groupes d'électeurs ont des préférences très nettes par rapport à ces politiques (Busemeyer 2009; Abou-Chadi et Immergut 2019). L'investissement social engendre une logique politique différente des investissements en santé publique qui ne sont pas directement appuyés par un groupe d'électeur particulier².

La seule étude comparative des déterminants des différents types de dépenses de santé, y compris les mesures préventives, ne constate pas que l'orientation partisane du gouvernement influence les dépenses de santé publique (Castro et Martins, 2018). Nous posons ainsi l'hypothèse suivante :

H2. L'orientation partisane du gouvernement n'est pas associée au niveau et à la part des investissements dans les mesures préventives

² Dans des analyses supplémentaires qui ne sont pas présentés dans ce rapport, nous ne trouvons aucun lien statistique entre le niveau d'investissement social d'un pays ou d'une province et le niveau d'investissement en santé publique.

Le rôle des systèmes de santé

Les institutions régissant les systèmes de santé sont susceptibles d'influencer le niveau des dépenses allouées aux mesures préventives. Nous opposons les services nationaux de santé (NHS), caractérisés par une réglementation et un financement étatique, aux systèmes de santé basés sur les assurances sociales (SHI) qui accordent un rôle important aux partenaires sociaux dans le financement (et parfois la réglementation) des soins de santé (Böhm et al., 2013). Le NHS existe dans les pays nordiques, l'Europe du Sud, le Royaume-Uni, l'Australie et le Canada, tandis que le SHI est présent dans les pays germanophones, la France, le Benelux, le Japon et l'Europe de l'Est après les réformes postcommunistes (Immergut, 2021). Les deux systèmes ayant des avantages et des inconvénients dans le financement des mesures préventives, nous posons des hypothèses concurrentes que nous vérifierons dans l'analyse empirique.

D'une part, certains soutiennent que le NHS a des activités nationales de santé publique plus complètes et ambitieuses que le SHI, en raison de ses orientations plus inclusives fondées sur une logique populationnelle (Rechel et al., 2013). Allin et al. (2004) avancent que les systèmes financés par l'impôt favorisent une approche populationnelle via une législation au niveau national qui régleme les systèmes de santé publique, alors que le processus décisionnel fragmenté dans les SHI conduit à des niveaux inférieurs de dépenses en soins préventifs. Alors que le gouvernement national peut coordonner des politiques communes en matière de mesures préventives et de soins curatifs dans les systèmes NHS, la multiplicité des acteurs sociétaux dans les systèmes SHI augmente la difficulté de coordination en faveur d'une approche populationnelle (Wagstaff, 2009). Les

acteurs sociétaux qui régissent les systèmes SHI auraient également une préférence pour les soins de santé curatifs locaux et individuels plutôt que pour les mesures préventives (Trein, 2017). Philip Trein (2017) suggère que les politiques de santé publique sont plus susceptibles d'être subordonnées aux fonctions de santé curative dans les systèmes SHI. Sur la base de ces arguments, nous posons l'hypothèse suivante :

H3. Toutes choses étant égales par ailleurs, les investissements dans les mesures préventives sont plus élevés dans les systèmes des services nationaux de santé (NHS)

D'un autre côté, l'économie politique du financement contributif peut suggérer que les systèmes SHI sont mieux équipés pour maintenir des investissements plus élevés dans les mesures préventives que les systèmes NHS. Un SHI est principalement financé par les cotisations de sécurité sociale (assurance maladie), tandis que le NHS est soutenu par la fiscalité générale. Pour garantir que les cotisations dans les SHI correspondent aux coûts, les cotisations augmentent, parfois automatiquement, pour couvrir les dépenses croissantes des systèmes de santé (Manow, 2010). Les augmentations automatiques permettent aux politiciens de détourner le blâme pour des cotisations plus élevées et d'évoquer des facteurs économiques ou démographiques qu'ils ne peuvent contrôler, alors que les augmentations d'impôts peuvent avoir des conséquences électorales néfastes pour les politiciens (Manow, 2010). Dans un SHI, les citoyens perçoivent un lien direct entre les cotisations et les prestations et comme la plupart des systèmes fonctionnent par répartition, des coupes budgétaires impliqueraient des réductions pour des prestations qui ont déjà été payées. Par conséquent, le schéma le plus courant pour alléger les pressions fiscales dans les États-providence s'appuyant sur les cotisations de sécurité sociale consiste à augmenter les cotisations plutôt qu'à réduire les bénéfices ou les services (Truchlewski, 2020).

Dans les systèmes NHS, en revanche, les impôts n'augmentent pas avec le coût du système de santé, ce qui accentue les pressions sur les finances publiques, incitant les gouvernements à mettre en œuvre des mesures de réduction des dépenses pour contenir la hausse des coûts. De plus, dans les systèmes basés sur l'impôt, les ministères des Finances sont plus susceptibles d'exercer une forte influence sur le processus budgétaire et d'avoir la marge de manœuvre nécessaire pour imposer des restrictions budgétaires. En revanche, dans les systèmes basés sur les cotisations de sécurité sociale, l'assurance sociale et les soins de santé sont plus isolés du processus budgétaire formel puisqu'ils sont payés par les cotisations de sécurité sociale (Bonoli et Palier, 2000). Les ministres des Finances ne peuvent pas facilement imposer des restrictions budgétaires et c'est souvent un ministre ayant un penchant favorable pour la dépense publique qui est responsable du financement de la santé et de l'assurance sociale dans les SHI (Manow, 2010). Ainsi, les systèmes SHI sont plus susceptibles d'être protégés de pressions politiques qui imposent une pression à la baisse sur les mesures préventives. De fait, la présence d'un financement par l'assurance sociale plutôt que d'un financement par l'impôt conduit à des dépenses de santé par habitant de 3 à 4 % plus élevées en moyenne (Wagstaff, 2009). Sur la base de ce contre-argument, nous posons l'hypothèse suivante :

H4. Toutes choses égales par ailleurs, les investissements en mesures préventives sont plus élevés dans les systèmes d'assurance sociale (SHI)

Analyse empirique : pays de l'OCDE

Mesurer les mesures préventives

Il existe deux ensembles de données internationales sur les mesures préventives dans les démocraties avancées : Eurostat et la classification des dépenses de santé par fonctions de l'OCDE³. Tous deux s'appuient sur le Système des comptes de la santé de 2011, qui vise à harmoniser la mesure des dépenses allouées aux différentes fonctions de santé entre les pays. Ces banques de données ne sont devenues disponibles que très récemment, ce qui explique la rareté des études sur le sujet (Gmeinder et al., 2017). Sur la base des rapports nationaux validés par les ministères nationaux de la Santé, ces données partagent la même définition des mesures préventives. Les services destinés à améliorer l'état de santé de la population sont couverts par deux niveaux d'interventions, et sont consommés soit par des individus, soit dans le cadre de services collectifs : la prévention primaire comprend des mesures visant à anticiper l'émergence des maladies et à en diminuer la gravité, alors que la prévention secondaire implique des interventions comme le dépistage, visant à détecter et à traiter les maladies⁴. La prévention tertiaire, plus proche des soins curatifs, est exclue de la mesure des mesures préventives (Gmeinder et al., 2017).

Cette définition exclut certains programmes tels que l'amélioration de la santé par les programmes de transport actif (Rechel et al., 2013). De plus, certaines activités de santé

³ L'OMS dispose également d'une base de données, mais ses séries chronologiques de 3 à 5 ans sont trop courtes pour une analyse quantitative.

⁴ Les exemples incluent les programmes d'information et de conseil, les programmes de vaccination et de détection précoce des maladies, les programmes de surveillance de la santé, la surveillance épidémiologique et la préparation aux catastrophes.

publique, comme les vaccinations effectuées par les médecins généralistes, peuvent être cachées dans les budgets des soins primaires (Rechel, 2019). Ainsi, les dépenses de prévention ont tendance à être sous-estimées et il existe des écarts entre les pays dans l'inclusion de certaines activités de prévention (Gmeinder et al., 2017). De plus, comme pour d'autres ensembles de données au niveau national, la mesure est moins précise lorsque les systèmes de santé sont décentralisés et qu'il existe de grandes variations dans les dépenses publiques entre les régions d'un pays (Ammi et al., 2021 ; Rechel, 2019). Néanmoins, les ensembles de données d'Eurostat et de l'OCDE restent les meilleurs disponibles (Rechel, 2019).

Nous concentrons notre analyse sur l'ensemble de données de l'OCDE, car les séries sont considérablement plus longues ($N = 665$) que pour les données Eurostat ($N = 283$). Néanmoins, les données d'Eurostat mènent à des résultats similaires, ce qui n'est pas surprenant puisque la corrélation entre les deux séries est élevée ($r = 0,85$).

Comme variable dépendante, nous utilisons le niveau d'investissement public⁵ en mesures préventives, exprimé en proportion du PIB⁶. La longueur de cette série diffère selon les pays. Elle est la plus longue au Canada, en France et en Allemagne (48 ans), mais très courte au Royaume-Uni (5 ans). Les séries commencent en 2000 pour la plupart des pays et se terminent en 2017. L'OCDE identifie des ruptures dans certaines séries ; nous avons codé les données comme manquantes pour les années avant les ruptures afin d'éliminer les variations artificielles. Dans quelques cas, nous avons inféré les données manquantes entre les années avec une interpolation linéaire.

⁵ Les investissements publics représentent en moyenne 80 % des dépenses de prévention, le reste étant porté par les employeurs ou par des associations caritatives.

⁶ L'utilisation des mesures préventives par habitant ne modifie pas les résultats.

Nous modélisons également l'effet des consolidations fiscales sur la proportion des dépenses publiques allouées aux mesures préventives par rapport aux soins curatifs publics, ce qui nous permet d'étudier un arbitrage entre les investissements à court et à long terme dans les soins de santé. Les dépenses de soins curatifs sont mesurées comme les dépenses de soins curatifs hospitaliers et ambulatoires, les catégories de dépenses les plus proches des soins curatifs⁷. Cela contraste avec les autres fonctions de soins de santé de la COFOG (soins de longue durée, auxiliaires, biens médicaux et administration) qui ne sont pas aussi explicitement liées aux soins curatifs. La série des soins curatifs (N = 581) est un peu plus courte que celle des mesures préventives (N = 665), car elle n'est pas disponible dans certains pays comme les États-Unis. Le ratio est calculé ainsi : mesures préventives/ (soins hospitaliers + soins ambulatoires) *100. Pour maximiser la taille de notre base de données, nous modélisons également les mesures préventives en tant que proportion des dépenses publiques totales de santé.

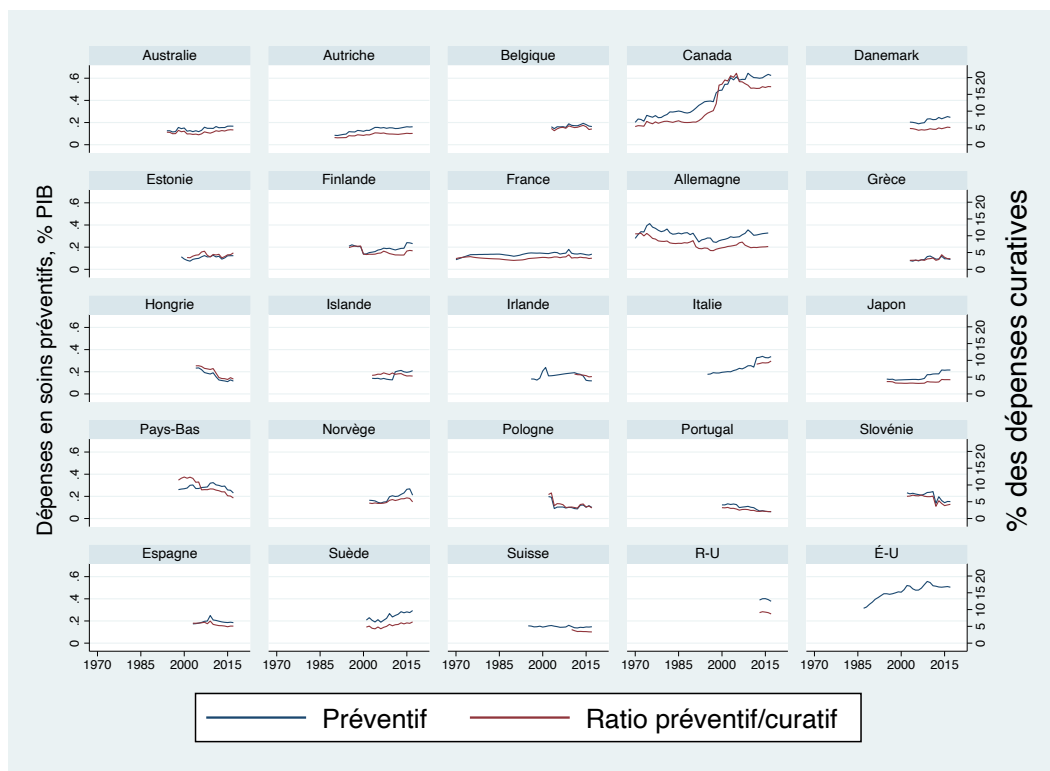
Le Graphique 1 présente l'évolution des investissements en santé préventive dans 25 pays de l'OCDE de 1970 à 2018, exprimés en proportion du PIB, ainsi que le ratio des investissements en santé préventive par rapport aux soins curatifs. Ces pays sont sélectionnés en fonction de la disponibilité des variables indépendantes. La série des investissements en santé préventive a une durée moyenne de T=22 et la moyenne est de 0,22% du PIB. En moyenne, la santé publique représente 7,73 % des dépenses de soins curatifs et seulement 4,3 % des dépenses publiques totales de santé.

Il est difficile d'observer une tendance claire distinguant les investissements en mesures préventives entre le NHS et le SHI dans le Graphique 1. Certains systèmes de type

⁷ Dans la base de données de l'OMS, les mesures curatives hospitalières et ambulatoires sont incluses dans la même catégorie appelée « mesures curatives ».

NHS, comme le Canada, ont des dépenses élevées, alors que les dépenses de santé publique augmentent dans des pays comme l'Italie, la Norvège et la Suède, tandis que l'Australie et le Portugal maintiennent des investissements en mesures préventives très faibles. Les niveaux de dépenses diffèrent sensiblement entre les différents SHI : l'Allemagne et les Pays-Bas maintiennent des investissements en mesures préventives supérieurs à la moyenne, tandis que l'Autriche et la Suisse présentent des investissements inférieurs à la moyenne. Les États-Unis ont des investissements relativement élevés dans la prévention. Notons que ceci n'est pas seulement le reflet de leur niveau plus élevé de dépenses globales de santé, puisque le ratio des mesures préventives par rapport aux dépenses publiques totales de santé y est également élevé.

Graphique 1. Évolution des dépenses de mesures préventives, 25 pays de l'OCDE, 1970-2018



Mesure des variables indépendantes

Nous mesurons l'austérité budgétaire avec l'approche narrative de la consolidation budgétaire, qui est devenue la mesure la plus courante de l'austérité budgétaire en économie politique comparée. Pour identifier le montant précis des augmentations d'impôts et des réductions de dépenses mises en œuvre pour réduire les déficits budgétaires par rapport à une situation de référence sans changement de politiques publiques, des documents tels que les discours sur le budget, les rapports des autorités fiscales nationales et des organisations internationales sont consultés (Alesina et al., 2019). La mesure, exprimée en pourcentage du PIB, n'inclut pas les changements de politiques publiques qui ont été annoncés mais qui ne sont pas mis en œuvre. Nous nous concentrons sur les réductions de dépenses plutôt que sur les augmentations d'impôts puisque nous nous intéressons explicitement à la manière dont les réductions peuvent affecter les choix politiques et que nous n'avons pas d'hypothèses quant à l'effet des augmentations d'impôts sur les choix de dépenses.

Cette manière de mesurer l'austérité budgétaire est nettement supérieure à l'alternative qui repose sur les variations du solde primaire corrigé du cycle économique (*cyclically adjusted primary balance*, CAPB). Le CAPB peut être affecté par de nombreux facteurs exogènes qui ne sont pas liés à la décision de mettre en œuvre des consolidations. Il ne peut faire la distinction entre les consolidations budgétaires induites par le déficit et l'ajustement du solde primaire motivé par la volonté de calmer une économie en surchauffe. L'identification des consolidations sur la base du CAPB implique la fixation d'un seuil arbitraire de variations des déficits à partir duquel une consolidation se produirait. Guajardo

et al. (2014) montrent que l'approche narrative mesure plus précisément les épisodes d'austérité budgétaire.

Cependant, l'approche narrative est limitée par la disponibilité des données, qui n'existent que pour 17 pays de 1980 à 2014 (Alesina et al., 2019 ; Gupta et al., 2016)⁸. Compte tenu de l'échantillon relativement petit de notre variable dépendante, nous augmentons le nombre de pays couverts en créant une mesure supplémentaire des consolidations budgétaires basée sur les modifications des dépenses corrigées du cycle économique, mais uniquement pour les pays non couverts par l'approche narrative. Les unités (années-pays) sont considérées comme un épisode de consolidation budgétaire si les dépenses corrigées du cycle sont réduites de plus de 0,5 % du PIB. Ces années-pays prennent la valeur de la réduction des dépenses corrigées du cycle à T-0 par rapport à T-1. Les pays-années ayant des augmentations des dépenses corrigées des variations cycliques ou des réductions inférieures à 0,5% du PIB sont codés comme 0. Ce seuil de 0,5% suit la stratégie d'identification d'Alesina et Ardagna (2010) pour supprimer les petits ajustements qui peuvent être principalement influencés par des facteurs exogènes sans rapport avec la décision d'imposer des restrictions budgétaires. Cela nous permet d'ajouter l'Estonie, la Grèce, l'Islande, la Hongrie, la Norvège, la Pologne, la Slovaquie et la Suisse à notre analyse. Dans l'analyse empirique, nous présentons des modèles comprenant uniquement la mesure des consolidations dans 17 pays basée sur l'approche narrative originale ainsi que des modèles supplémentaires qui combinent les deux sources de données pour créer une mesure de consolidation disponible dans 25 pays.

⁸ Les pays sont l'Australie, l'Autriche, la Belgique, le Canada, le Danemark, la Finlande, la France, l'Allemagne, l'Irlande, l'Italie, le Japon, les Pays-Bas, le Portugal, l'Espagne, la Suède, le Royaume-Uni et les États-Unis. Il y a 61 épisodes d'assainissement budgétaire, dont la plupart durent plus d'un an, pour un total de 204 années-pays d'assainissement budgétaire fondé sur les dépenses.

Nous utilisons deux mesures de l'orientation partisane du gouvernement. La première considère la part du cabinet détenue par les différents partis associés à la droite ou à la gauche, sur la base du Comparative Political Dataset. Cette mesure suppose que les partis de gauche ou de droite ne changent pas d'idéologie au fil du temps et d'un pays à l'autre. La deuxième mesure ajuste l'intensité de l'orientation gauche-droite de chaque gouvernement dans différents pays et dans le temps en s'appuyant sur le Comparative Manifesto Project pour générer un indice de gouvernement droite-gauche variant dans le temps (Seki et Williams, 2014).

Nous mesurons les types de systèmes de santé avec des variables dichotomiques. Nous distinguons le système de santé privé des États-Unis, les National Health Services (NHS) caractérisés par une réglementation et un financement étatique et les systèmes de santé basés sur l'assurance sociale (SHI) qui accordent un rôle important aux partenaires sociaux dans le financement des soins de santé.

Nous contrôlons pour les variables démographiques et économiques qui devraient influencer les dépenses de santé telles que le log du PIB par habitant, la croissance du PIB, le taux de chômage et la part de la population âgée (Chernew et May, 2012). Nous contrôlons également pour les conditions économiques afin de nous assurer que les effets que nous identifions sont dus à des réductions de dépenses plutôt qu'à des crises économiques. Étant donné que les dépenses de santé peuvent être influencées par la santé de la population (Thorpe et Howard, 2006), nous contrôlons pour la mortalité prématurée (années potentielles de vie perdues)⁹. Enfin, nous contrôlons pour les années électorales puisque les théories des cycles budgétaires politiques suggèrent que les gouvernements

⁹ Notons que le fait de contrôler le taux de mortalité standardisé selon l'âge (toutes causes confondues) pour 100 000 habitants plutôt que les années potentielles de vies perdues ne modifie pas les résultats.

sont plus susceptibles d'augmenter les soins curatifs et la consommation courante par rapport aux investissements à long terme dans l'année précédant les élections (Datta, 2020; Gupta et al., 2016)¹⁰.

Choix de modélisation

Les tests de Dickey-Fuller et Philipps-Perron révèlent que les consolidations budgétaires, la croissance du PIB et l'orientation partisane du gouvernement sont des séries stationnaires, tandis que les années potentielles de vies perdues sont stationnaires autour d'une tendance. Les résultats de ces mêmes tests suggèrent que le taux de chômage, la part de la population âgée de 65 et plus et le logarithme du PIB par habitant ont une racine unitaire. Ainsi, nous différencions ces trois variables de contrôle non stationnaires pour assurer leur stationnarité (Philips, 2018 ; Philips, 2021).

Les résultats de ces tests sont incertains pour les variables dépendantes puisque certains tests révèlent une racine unitaire, tandis que d'autres pointent vers une série stationnaire. Les tests de stationnarité sont peu fiables sur de petits échantillons, surtout lorsque les séries sont fortement autorégressives (Webb et al., 2020), comme c'est le cas pour nos séries. Dans ces situations, les tests de racine unitaire ont une forte probabilité de

¹⁰ Les études qui s'intéressent à la politique des investissements de long terme mettent également en évidence le rôle de la compétition électorale. La compétitivité électorale devrait influencer les décisions des partis de proposer des investissements à long terme, puisque les partis politiques craignant pour leur survie au pouvoir devraient être plus attentifs aux préférences des électeurs pour des politiques bénéfiques à court terme que les partis qui sont presque certains de gagner la prochaine élection (Jacques 2021b). Les partis politiques dans des situations électorales sûres devraient être encouragés à investir dans l'avenir car ils sont moins vulnérables à l'insatisfaction des électeurs à court terme (Jacobs, 2016). Cependant, nos modèles (qui ne sont pas présentés dans ce rapport) révèlent que les mesures préventives ne sont pas influencées par la compétition électorale, mesurée comme la probabilité qu'un gouvernement reste au pouvoir après la prochaine élection. C'est peut-être parce que les mesures préventives sont un investissement silencieux à long terme qui intéresse peu les partis politiques.

détecter incorrectement des séries non stationnaires (Webb et al., 2020; Lebo et Kraft, 2017). Nous pensons donc que les mesures préventives (et leur ratio) ont plus de probabilité d'être stationnaires que d'avoir une racine unitaire, mais nous restons prudents et présentons deux modèles, l'un supposant que les séries sont stationnaires (équation 1) et l'autre supposant qu'elles ne le sont pas (équation 2). Nous représentons les déterminants de l'investissement en prévention avec un modèle de décalage distribué autorégressif (*autoregressive distributed lag*), en utilisant le niveau de dépenses comme variable dépendante. Nos principaux modèles suivent l'équation 1 :

$$\begin{aligned}
 Y_{t-0} = & a_0 + \alpha_1 Y_{it-1} + \beta_1 fiscal_{it-0} + \beta_2 fiscal_{it-1} + \beta_3 partisan_{it-0} + \\
 & \beta_4 partisan_{it-1} + \beta_5 hsystem_{it-0} + \beta_5 controls_{it-0} + \beta_6 controls_{it-1} + \psi_i + \\
 & \tau_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}
 \tag{1}$$

Y est la mesure des dépenses en prévention en proportion du PIB ou le ratio des dépenses préventives par rapport aux soins curatifs/dépenses totales en soins de santé. Nous utilisons une variable dépendante décalée, car nous nous intéressons à la modélisation de l'effet dynamique des déterminants des mesures préventives et parce que son absence conduirait à un biais de variable omise (Wilkins, 2018). a_0 est une constante. β_1 à β_5 sont les coefficients des variables indépendantes d'intérêt. Nous pensons que nous devons inclure les coefficients à T-0 et à T-1 des variables indépendantes puisque les erreurs de type 1 sont courantes si l'analyste n'inclut pas la valeur décalée des variables indépendantes pour modéliser une série stationnaire fortement autorégressive (Philips, 2021).

Nous incluons un ensemble d'effets aléatoires ψ_i . Nous préférons utiliser des effets aléatoires plutôt que des effets fixes par pays pour plusieurs raisons. Premièrement, les

tests de Hausman militent en faveur de l'utilisation d'effets aléatoires. Deuxièmement, les effets fixes par pays ne nous permettraient pas d'estimer les coefficients des types de systèmes de santé, car ceux-ci sont mesurés avec des variables dichotomiques qui ne changent pas dans le temps. Troisièmement, l'utilisation d'une variable dépendante décalée et d'effets fixes produirait un biais de Nickell dans des séries aussi courtes (Clark et Linzer, 2015).

Enfin, nous incluons une tendance temporelle spécifique à chaque pays, paramétrée par τ_{it} pour modéliser la tendance à la hausse dans certaines séries de mesures préventives causée par l'introduction de programmes de dépistage basés sur la population (Gmeinder et al., 2017) et pour garantir que les années potentielles de vie perdues sont stationnaires. Bien que la tendance spécifique à un pays aide à identifier l'effet de l'austérité, elle n'est pas incluse dans les modèles qui cherchent à identifier les effets des systèmes de soins de santé puisque la tendance supprime la variance prédite par les variables indicatrices du système de soins de santé qui ne changent pas dans le temps.

L'équation 1 est une modélisation appropriée seulement si la variable dépendante est stationnaire. Comme nous ne sommes pas certains de l'ordre d'intégration de la variable dépendante, nous modélisons également l'équation 2, sans présenter l'ensemble des résultats dans le texte. Celle-ci utilise la première différence de la variable dépendante, mais inclut les niveaux des variables indépendantes stationnaires :

$$\begin{aligned} \Delta Y_{t-0} = & a_0 + \Delta a_1 Y_{it-1} + \beta_1 fiscal_{it-0} + \beta_2 fiscal_{it-1} + \beta_3 partisan_{it-0} \\ & + \beta_4 partisan_{it-1} + \beta_5 hsystem_{it-0} + \beta_5 controls_{it-0} \\ & + \beta_6 controls_{it-1} + \psi_i + \tau_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

L'équation 2 diffère d'un modèle à correction d'erreur. Les modèles à correction d'erreur ne sont conseillés que si les séries ont une racine unitaire et sont cointégrées avec la variable dépendante (Lebo et Kraft, 2017), ce qui n'est pas le cas pour nos séries puisque les consolidations budgétaires et l'orientation partisane du gouvernement sont stationnaires et ne peuvent donc pas être cointégrées aux mesures préventives (Philips, 2018).

Résultats, pays de l'OCDE

Le Tableau 2 présente les résultats des modèles basés sur l'équation 1. Les deux mesures des réductions de dépenses pendant les épisodes d'austérité sont négativement corrélées avec les niveaux d'investissements en prévention et leur ratio par rapport aux soins curatifs ou aux dépenses totales de santé. Le modèle 2 révèle qu'une réduction de 1 % du PIB des dépenses est associée à une baisse de 0,1 point de pourcentage du ratio des mesures préventives par rapport aux dépenses de soins curatifs. En revanche, l'effet de l'orientation partisane des gouvernements n'est jamais significatif. En fait, l'austérité est la seule variable significativement corrélée aux investissements en santé publique dans tous les modèles. Son effet ne dépend pas de l'échantillon ou de la mesure, puisque les deux mesures de consolidation donnent les mêmes résultats.

Les effets du type de systèmes de soins de santé dans les modèles 1 à 6 sont biaisés par la tendance temporelle spécifique au pays, qui capte la tendance à la hausse plus forte des investissements en mesures préventives observée dans les systèmes du type NHS. Les modèles 7 à 9 suppriment la tendance temporelle spécifique au pays pour comparer les

effets des types de systèmes de santé, en utilisant le SHI comme catégorie de référence. Le modèle 7 utilise les dépenses en prévention comme variable dépendante tandis que les modèles 8 et 9 utilisent leur ratio par rapport aux soins curatifs. Le modèle 7 révèle que le système NHS maintient des mesures préventives plus élevées que les SHI. Les États-Unis, le seul type de système de santé privé, dépensent généralement plus en mesures préventives. Cependant, le modèle 8 révèle que les systèmes NHS ne maintiennent pas des ratios plus élevés de dépenses de santé préventives par rapport aux dépenses de santé curatives. Notons que les deux mesures de consolidation conservent leur effet négatif sur le niveau et le ratio des dépenses de prévention dans les modèles 8 et 9, révélant que l'effet est robuste à l'élimination des tendances linéaires spécifiques à chaque pays.

Nous avons effectué plusieurs tests pour évaluer la robustesse de nos résultats, tests qui sont disponibles sur demande. Premièrement, nous considérons l'équation 2. Elle révèle que les consolidations budgétaires conservent leur effet significatif sur les mesures préventives et sur leur ratio par rapport aux soins curatifs, mais pas par rapport aux dépenses totales de santé (significatif à $p = 0,1$ pour la mesure additive). Avec l'équation 2, les systèmes NHS maintiennent toujours plus de dépenses que les SHI. Nous avons également testé l'effet de la part ministérielle des partis de gauche, qui n'est pas non plus associée à la prévention. Deuxièmement, nous avons exécuté un modèle à effets fixes, avec la forme de l'équation 1. Nous constatons que les deux mesures de réduction des dépenses ont un effet significatif sur les mesures préventives ($p=0,1$). Troisièmement, nous avons vérifié des modèles en première différence qui confirment l'effet des réductions de dépenses sur les mesures préventives et sur leur ratio.

Quatrièmement, nous avons inclus une variable dichotomique en 2009 pour contrôler pour l'augmentation des dépenses de prévention pendant les campagnes de vaccination de l'épidémie de H1N1 (Gmeinder et al., 2017). Bien que cette variable dichotomique ait un effet positif évident sur les trois variables dépendantes, l'effet des types de système de santé et des consolidations budgétaires reste inchangé.

Tableau 2. Modèles à retards distribués autorégressifs à effets aléatoires, 17 à 24 pays de l'OCDE.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Préventif	Préventif/curatif	Préventif/total	Préventif	Préventif/curatif	Préventif/total	Préventif	Préventif/curatif	
VD décalée	0,878*** (0,0298)			0,827*** (0,0364)			0,993*** (0,0118)	0,988*** (0,0102)	0,996*** (0,00818)
NHS	-1,303* (0,792)	-52,27* (29,90)	-23,45*** (8,382)	-2,068** (0,993)	-46,54 (31,11)	-29,73** (11,66)	0,00491** (0,00232)	0,133 (0,103)	0,116 (0,139)
Privé	1,433*** (0,527)		78,93*** (10,12)	0,877 (0,666)		92,36*** (10,13)	0,00901** (0,00408)		
Réduction des dépenses t-0	-0,0046*** (0,00121)	-0,0964** (0,0411)	-0,0428** (0,0199)						-0,0501** (0,0221)
Réduction des dépenses t-1	0,00106 (0,00203)	0,0218 (0,0593)	0,0221 (0,0379)						0,0359 (0,0328)
Indice gauche-droite t-0	-0,000107 (0,000133)	-0,00640 (0,00557)	-0,00109 (0,00238)						
Indice gauche-droite t-1	6,56e-05 (0,000100)	0,000963 (0,00401)	-6,26e-05 (0,00199)						
Réductions des dépenses (suppl.) t-0				-0,0042*** (0,00115)	-0,0585** (0,0259)	-0,0424** (0,0166)	-0,0031*** (0,00106)	-0,0364* (0,0214)	
Réductions de dépenses (suppl.) t-1				4,58e-05 (0,00159)	0,00245 (0,0421)	0,00342 (0,0270)	0,00124 (0,00111)	0,0168 (0,00114)	
Gouvernement de droite t-0				-7,18e-05 (5,00e-05)	-0,00341 (0,00289)	-0,00150 (0,000979)	-6,25e-05 (4,68e-05)	-7,32e-05 (4,92e-05)	-0,00300 (0,00266)
Gouvernement de droite t-1				5,45e-05 (3,54e-05)	8,89e-05 (0,000775)	0,000522 (0,000620)	6,45e-05* (3,59e-05)	6,80e-05* (3,74e-05)	0,00155 (0,00128)
Δ log PIB/cap t-0	-0,0372 (0,232)	10,98 (13,05)	3,235 (4,031)	0,110 (0,200)	8,790 (9,102)	4,316 (3,641)	-0,254 (0,175)	-0,218 (0,196)	-7,490 (6,465)
Δ log PIB/cap t-1	0,540** (0,243)	11,29 (8,807)	9,448** (3,865)	0,373 (0,251)	5,013 (9,015)	8,433** (3,524)	0,0594 (0,205)	0,216 (0,180)	2,720 (6,001)
Croissance du PIB t-0	-0,00117 (0,00235)	-0,0932 (0,105)	-0,0230 (0,0343)	-0,00154 (0,00198)	-0,0472 (0,0760)	-0,0219 (0,0331)	0,00162 (0,00146)	0,00103 (0,00169)	0,0678 (0,0577)
Croissance du PIB t-1	-0,00402* (0,00209)	-0,0761 (0,0738)	-0,0746** (0,0327)	-0,00348 (0,00244)	-0,0324 (0,0813)	-0,0794** (0,0321)	-0,000793 (0,00207)	-0,00207 (0,00180)	-0,00799 (0,0589)
Δ Pop 65+ t-0	0,00256 (0,0112)	-0,0479 (0,225)	0,0978 (0,175)	-0,00702 (0,00611)	-0,237 (0,188)	-0,0585 (0,0958)	-0,00140 (0,00440)	0,000245 (0,00509)	0,137 (0,292)
Δ Pop 65+ t-1	-0,00343 (0,00933)	0,0530 (0,264)	-0,247 (0,234)	0,00485 (0,00591)	0,134 (0,213)	-0,0666 (0,125)	0,0102** (0,00509)	0,00665 (0,00563)	0,192 (0,243)
Δ chômage t-0	0,00385* (0,00211)	0,0375 (0,0691)	0,0430 (0,0354)	0,00354** (0,00161)	0,0749 (0,0473)	0,0484** (0,0235)	0,00219 (0,00147)	0,00195 (0,00139)	-0,0180 (0,0586)
Δ chômage t-1	-0,00225 (0,00160)	-0,0567 (0,0529)	-0,0215 (0,0266)	-0,00194 (0,00157)	0,00124 (0,0433)	-0,0156 (0,0220)	-0,00275* (0,00151)	-0,00214 (0,00133)	-0,0159 (0,0573)
Décès prématuré t-0	1,06e-06 (7,83e-06)	-5,55e-05 (0,000296)	-6,59e-05 (0,000184)	7,47e-06 (7,30e-06)	0,000300 (0,000262)	7,78e-05 (0,000161)	5,63e-06 (6,93e-06)	3,30e-06 (7,28e-06)	0,000400 (0,000448)
Décès prématuré t-1	6,42e-07 (9,85e-06)	-0,000300 (0,000361)	-5,76e-05 (0,000150)	-4,60e-06 (8,13e-06)	-0,000350* (0,000212)	-8,92e-05 (0,000147)	-5,28e-06 (6,42e-06)	-3,46e-06 (6,73e-06)	-0,000385 (0,000426)
Année d'élection	-0,00128 (0,00239)	-0,0554 (0,0920)	-0,0297 (0,0382)	0,000584 (0,00210)	-0,00810 (0,0777)	-0,00723 (0,0326)	0,000279 (0,00217)	-5,19e-05 (0,00217)	-0,0601 (0,101)
Constante	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI
Tendance pays	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	OUI	NON	NON	NON
Observations	317	258	317	422	348	422	422	348	259
Nombre de pays	17	16	17	24	23	24	24	23	16

Erreurs types robustes entre parenthèses *** p<0,01, ** p<0,05, * p<0,1

Cinquièmement, nous avons relancé les modèles avec la base de données d'Eurostat, qui a des séries chronologiques très courtes ($N = 108$ à 180). En raison de la courte série, nous n'incluons pas les effets fixes par pays ou les tendances temporelles spécifiques au pays, qui capturent la majeure partie de la variance lorsqu'elles sont ajoutées aux variables dépendantes décalées. Les consolidations budgétaires ont un impact négatif sur les dépenses de prévention et leur ratio (significatif à $p=0,1$), tandis que la mesure additive n'a un effet significatif que sur les dépenses de mesures préventives, mais pas sur leur ratio. Le type de système de soins de santé n'influence pas les dépenses de prévention avec les données d'Eurostat, très probablement parce qu'elles ne remontent pas loin dans le temps.

Enfin, nous avons étudié les relations entre nos variables indépendantes. Nous avons supprimé l'orientation partisane du gouvernement ou les consolidations budgétaires des modèles pour nous assurer que les effets de ces deux variables ne sont pas influencés par l'inclusion de l'autre. Cela ne modifie pas les résultats. Nous avons également testé un effet partisan indirect : la plupart des modèles ne révèlent pas que les gouvernements de droite sont plus susceptibles de s'engager dans des consolidations que les gouvernements de gauche, confirmant les conclusions de Hübscher et Sattler (2017) qui montrent que la décision de consolider est déterminée par les pressions budgétaires et des considérations électorales plus que par l'idéologie gouvernementale. De plus, le type de système de santé n'est pas corrélé à la probabilité d'entrer dans des périodes de consolidation une fois que l'on tient compte de l'état de l'économie.

Analyse empirique, provinces canadiennes

Données et méthodes

Les variables utilisées dans l'analyse des provinces canadiennes diffèrent quelque peu des variables retenues pour l'OCDE. Du côté des variables dépendantes, les mesures sont tirées de l'Institut Canadien d'Information sur la Santé, qui collige et publie des données sur les investissements en santé dans les provinces canadiennes depuis 1975. Cette organisation s'assure de la comparabilité des données fournies par les gouvernements des provinces. Elle divise les dépenses de santé en neuf catégories : soit les hôpitaux, les autres établissements, les médecins, les autres professionnels, les médicaments, les immobilisations, l'administration, les autres dépenses de santé et la santé publique. Cette dernière est définie de la manière suivante : « Comprend les dépenses liées à des éléments tels que l'innocuité des aliments et des médicaments, les inspections de santé, les activités de promotion de la santé, les programmes communautaires de santé mentale, les services infirmiers de santé publique, les mesures visant à prévenir la propagation des maladies transmissibles et la santé au travail axée sur la promotion et l'amélioration de la santé et de la sécurité en milieu de travail. ».

Comme pour toutes les mesures de dépenses en santé, les données provinciales de l'ICIS ne sont pas parfaites. Une évaluation récente comparant les données compilées par l'ICIS à des données budgétaires fournies par les ministères de la Santé des provinces pour la période 2012-2018 montre des écarts significatifs entre les deux séries, les données provinciales apparaissant toujours inférieures aux données de l'ICIS (Ammi et al., 2021). Ceci s'explique en partie par des différences dans la catégorisation des dépenses. L'ICIS,

par exemple, compte les dépenses communautaires pour la santé mentale et les dépendances parmi les dépenses de santé publique, ce que ne font pas les provinces. Les écarts entre les données fédérales et provinciales vont cependant tous dans le même sens et ils semblent constants dans le temps, ce qui est une bonne nouvelle pour une étude comme celle-ci, qui se concentre sur le changement et impose des effets fixes pour les provinces. Il convient néanmoins de garder à l'esprit que, un peu comme le PIB, les dépenses de santé ne sont pas des données observées directement, mais plutôt des construits, qui comportent une part d'incertitude (Ammi et al., 2021).

Pour mesurer les dépenses en soins curatifs, nous incluons les dépenses des catégories médecins, hôpitaux et médicaments. Ces trois catégories s'approchent des catégories choisies pour mesurer les dépenses curatives dans notre analyse comparant les pays de l'OCDE et de la définition de la santé curative de l'OMS. Les catégories « autres professionnels » et « autres établissements » sont trop vagues pour statuer qu'il s'agit de dépenses curatives, alors que les dépenses en administration et en immobilisations sont surtout des dépenses de fonctionnement qui n'ont pas d'impact direct sur la santé, contrairement aux trois catégories retenues dans les dépenses curatives.

Malheureusement, aucune mesure de consolidations budgétaires basée sur l'approche narrative n'est disponible pour les provinces canadiennes. Nous utilisons donc trois variables différentes pour mesurer les pressions fiscales. D'abord, la Chaire de recherche en fiscalité et finances publiques a calculé une mesure d'impulsion budgétaire basée sur le solde budgétaire ajusté selon les variations conjoncturelles. Une valeur positive de la mesure d'impulsion signifie une expansion budgétaire, alors qu'une valeur négative représente une contraction (Gosselin et Godbout, 2019). Contrairement à la mesure basée

sur l'approche narrative que nous utilisons pour les pays de l'OCDE, nous ne sommes pas en mesure de séparer les variations du solde budgétaire qui sont causées par un changement dans les dépenses publiques de celles causées par une hausse des revenus. Par ailleurs, les données sont disponibles de 1981 à 2018 pour toutes les provinces, mais seulement pour de plus courtes périodes pour l'Alberta (1999 à 2018), la Nouvelle-Écosse et la Saskatchewan (2007 à 2018).

Puisque la mesure du solde budgétaire comporte ces limitations, il est pertinent d'utiliser deux autres mesures de pression fiscale : les variations des transferts fédéraux et les paiements d'intérêts sur la dette publique, exprimés en proportion du PIB. Contrairement au solde budgétaire, ces variables sont exogènes aux décisions gouvernementales, car elles échappent au contrôle direct des provinces. Elles représentent une mesure directe du stress fiscal imposé "de l'extérieur" qui modifie l'état du budget et oblige les décideurs à révéler leurs priorités (Jacques, 2020). Les provinces doivent subir les conséquences des changements dans les transferts fédéraux ou de paiements d'intérêts plus élevés sur la dette publique. Les paiements d'intérêts sont conditionnés par les décisions politiques passées, le taux d'intérêt fixé par la Banque du Canada et l'évaluation par les marchés financiers de la viabilité de la dette provinciale, trois facteurs sur lesquels les gouvernements provinciaux actuels exercent une influence très limitée. Il est donc pertinent d'étudier leur effet sur la santé publique.

Nous analysons aussi l'impact de la croissance des dépenses curatives sur la capacité des gouvernements à investir dans les soins curatifs. Politiciens et commentateurs ont souvent postulé que l'augmentation des dépenses de santé se produisait au détriment des autres dépenses publiques, bien que cela n'ait pas été confirmé par la littérature

scientifique (Landon et al. 2007). Or, à notre connaissance, personne n'a analysé si une augmentation des dépenses curatives, qui sont populaires, visibles et appuyées par les gouvernements est associée à une diminution des dépenses en santé publique, une catégorie beaucoup moins visible et plus « silencieuse ». Nous vérifions ainsi si une augmentation des dépenses curatives est corrélée avec une diminution des dépenses préventives, nous permettant d'affiner l'analyse de notre modèle théorique qui prédit une priorisation du curatif sur le préventif. Nous utilisons donc la proportion des dépenses curatives par rapport au total des dépenses de santé comme variable indépendante. En utilisant la proportion plutôt que le niveau de dépenses curatives, nous sommes ainsi en mesure de contrôler pour le total des dépenses de santé, puisque les gouvernements pourraient simplement réagir à une hausse des dépenses curatives en augmentant le budget total.

Nous utilisons une variable dichotomique pour mesurer l'idéologie du gouvernement, une stratégie communément utilisée dans l'analyse comparée des politiques publiques des provinces canadiennes (voir par exemple Tellier, 2005; Haddow, 2014). Lorsque le parti conservateur ou les libéraux de la Colombie-Britannique sont au gouvernement, la variable Droite est codée 1 ; lorsque le Nouveau parti démocratique ou le parti québécois sont au gouvernement, la variable Gauche est codée un ; tandis que la variable Centre est codée 1 lorsque le parti libéral (à l'exception des libéraux de la Colombie-Britannique) est au gouvernement. Les comparaisons interprovinciales permettent de modéliser plus facilement l'impact de l'idéologie du gouvernement que les comparaisons internationales, car les préférences de la gauche et de la droite sont plus similaires au sein d'un même pays qu'entre les pays.

Nos modèles contrôlent aussi pour le taux de chômage, la proportion de la population âgée de 65 et plus, le PIB par habitant et le taux de mortalité prématurée, des variables qui pourraient influencer tant le niveau de dépenses curatives et préventives que les variables indépendantes de pressions fiscales. Finalement, nous incluons aussi une variable qui mesure la proximité de la prochaine élection qui distingue principalement les années électorales des autres. Nous utilisons la transformation logarithmique de toutes les variables pour faciliter l'interprétation des résultats.

Les variables dépendantes, ainsi que la proportion des dépenses curatives sur le total, les intérêts sur la dette et les transferts fédéraux sont non stationnaires. Les tests de Pedroni et de Westerlund révèlent une cointégration entre ces variables non stationnaires. Ainsi, nous utilisons un modèle à correction d'erreur (ECM), qui permet d'obtenir des estimations non biaisées pour les séries non stationnaires et cointégrées (Philips, 2018). Un ECM représente une spécification dynamique d'une variable dépendante en première différence incluant à la fois les niveaux et la première différence de toutes les variables explicatives ainsi que les niveaux décalés de la variable dépendante sur le côté droit. Notre modèle estime l'équation 3 :

$$\Delta Y_{t-0} = a_0 + \Delta a_1 Y_{it-1} + \Delta \beta_1 X_{it-0} + \beta_2 X_{it-1} + \psi_i + \tau_{it} + \varepsilon_{it}$$

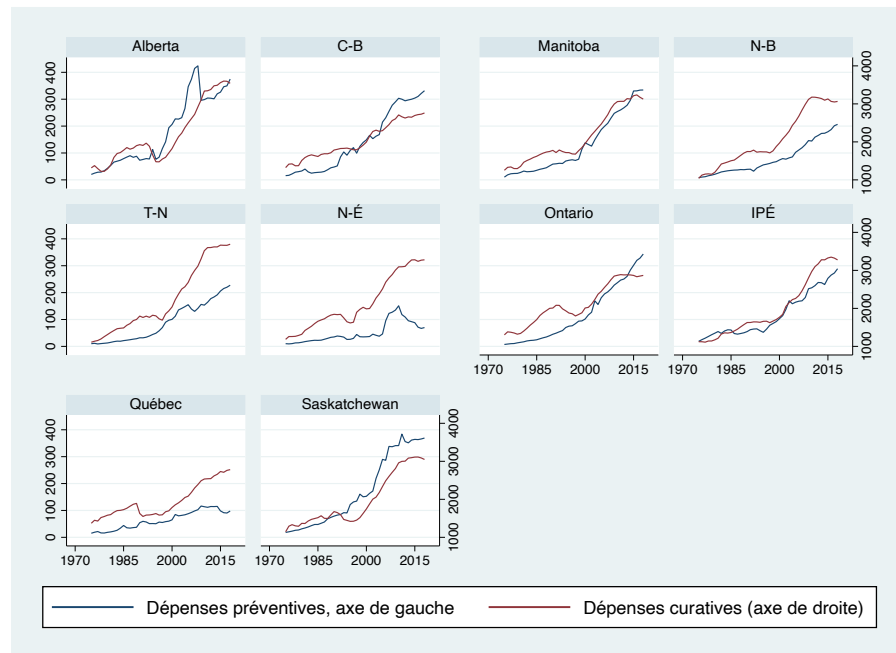
ΔY représente la première différence des dépenses curatives, préventives ou de leur ratio, X symbolise les variables indépendantes, alors que ψ_i est un effet fixe par province, τ_{it} est une tendance linéaire et ε_{it} représente le terme d'erreur. Les séries sont suffisamment longues pour estimer des effets fixes par provinces, qui vont mesurer l'impact du changement dans les variables indépendantes sur les variables dépendantes à l'intérieur

d'une même province. Par ailleurs, les tests de Hausman nous suggèrent d'utiliser des effets fixes. Les coefficients des variables en première différence estiment les effets à court terme des variables indépendantes. Le coefficient et l'erreur type de l'effet de long terme, qui représente l'impact d'un changement dans l'équilibre de X sur Y, est calculé avec la commande *xtpmg* sur STATA.

Résultats

Sans surprise, les dépenses de santé publique sont, dans toutes les provinces, nettement inférieures aux dépenses pour les soins curatifs. Comme on peut le voir au Graphique 2, leur progression dans le temps semble aussi être moins linéaire et varier davantage d'une province à l'autre. Ces dépenses représentent des sommes relativement faibles (moins de 400\$ par habitant dans l'ensemble des provinces).

Graphique 2 : Évolution des dépenses curatives (axe de droite) et préventives (axe de gauche) par personne dans les provinces, de 1975 à 2018

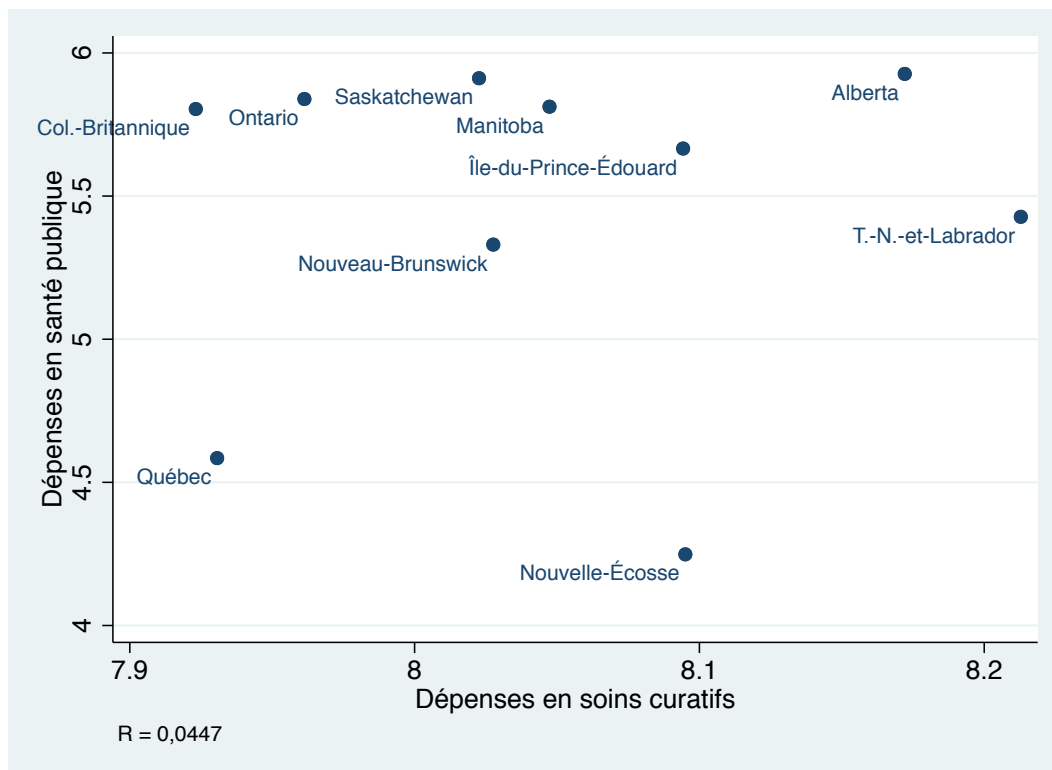


Le Québec se distingue comme étant l'une des provinces les moins engagées envers la santé publique, tant en ce qui concerne le niveau des dépenses, qui demeure très bas, que la croissance, qui est très faible. En comparaison, l'Ontario a connu une croissance assez forte et régulière des dépenses en santé publique.

Comme on peut le voir au Graphique 3, les dépenses de santé publique d'une province ne suivent pas simplement les dépenses en soins curatifs. Il n'y a en fait pas de corrélation significative entre les deux. En 2018, on trouve des provinces qui investissent sur les deux plans, comme l'Alberta et Terre-Neuve-et-Labrador, des provinces qui misent surtout sur les soins curatifs, comme la Nouvelle-Écosse, des provinces qui se distinguent par leurs efforts relatifs en faveur de la santé publique (comme la Colombie-Britannique et l'Ontario), et une province qui sous-investit sur les deux plans, le Québec. Pour retracer

l'enchaînement des décisions qui, avec le temps, ont mené à ces résultats, il faudrait faire une analyse historique et comparative des différents cas, ce qui n'est pas possible dans la cadre de cette étude. D'un point de vue plus général, on peut tout de même se pencher sur les déterminants les plus plausibles de ces choix, en l'occurrence les transferts fédéraux, les politiques budgétaires, les arbitrages entre la prévention et le curatif, le contexte politique et les orientations partisanes des gouvernements. Les dépenses du graphique 3 sont présentées en logarithme, comme dans l'analyse empirique qui suit.

Graphique 3 : Dépenses curatives et préventives dans les provinces, 2018



Le tableau 3 présente nos modèles de correction d'erreurs qui prédisent les investissements en santé publique, en soins curatifs et le ratio entre les deux. Le haut du

tableau présente les effets à court terme à partir des variables en première différence, alors que le bas du tableau présente les effets de long terme à partir des variables décalées. Les modèles 1 et 3 révèlent qu'aucune variable indépendante incluse dans le modèle, sauf la tendance linéaire et les années électorales, n'est associée significativement (à $p=0.95$) avec les investissements en santé publique ou avec leur ratio par rapport aux soins curatifs. A contrario, plusieurs variables telles que les transferts fédéraux et nos autres variables de contrôle ont un impact significatif sur les dépenses en soins curatifs.

Les modèles 4, 5 et 6 ajoutent la variable d'impulsion budgétaire à l'équation. Ils révèlent qu'une expansion (contraction) budgétaire augmente (diminue) les dépenses en santé curative ainsi qu'en santé préventive, de sorte que le ratio entre les deux n'est pas affecté par l'impulsion budgétaire.

Les modèles 7 et 8 remplacent la variable d'impulsion par une mesure de la proportion des dépenses curatives (ou préventives) par rapport au total des dépenses de santé. Le modèle 7 révèle que la proportion des dépenses curatives sur le total des dépenses de santé a un effet négatif sur les investissements en santé publique tant à court terme qu'à long terme. À court terme, une augmentation d'une unité du logarithme de la proportion des dépenses curatives sur le total des dépenses de santé réduit le logarithme des investissements en santé publique de 1,886 unités. À long terme, cet effet augmente pour atteindre 2,853 unités. À l'inverse, le modèle 8 révèle que la proportion des dépenses préventives n'a pas d'impact sur les dépenses curatives.

Dans le modèle 7, on observe que le coefficient des gouvernements de gauche est significatif et positif, ce qui signifie que les gouvernements de gauche vont limiter l'impact d'une hausse de la proportion des dépenses curatives sur la santé préventive. Il est à noter

que l'effet des gouvernements de gauche sur la santé publique n'est significatif que lorsque la proportion des dépenses curative est incluse.

Alors que les intérêts sur la dette publique et les transferts fédéraux n'ont pas d'impact sur les dépenses en santé publique, on observe que les transferts fédéraux ont un effet positif et significatif sur les dépenses en santé curative. On observe un effet à court terme et à long terme dans le modèle 5, mais seulement un effet à court terme dans les modèles 2 et 8. Ainsi, les provinces réagissent aux transferts fédéraux et sont contraintes de diminuer leurs dépenses les plus importantes en santé, même s'il s'agit de soins curatifs et visibles. On peut supposer qu'une hausse des transferts fédéraux pourrait augmenter la capacité hospitalière des provinces. Les intérêts sur la dette publique n'ont un effet sur les soins curatifs que dans un seul modèle sur 3, ce qui ne nous permet pas de statuer sur leur impact réel.

En bref, nos résultats ne nous permettent pas de valider notre hypothèse concernant la vulnérabilité du préventif, mais on observe clairement qu'une augmentation de la part des dépenses de santé allouée aux soins curatifs a un effet néfaste sur les investissements en santé publique.

Tableau 3. Modèles de correction d'erreur, provinces canadiennes de 1981 à 2018, variables en log

	1	2	3	4	5	6	7	8
	Santé publique	Curatif	Ratio	Santé publique	Curatif	Ratio	Santé publique	Curatif
Correction d'erreur	-0.131*** (0.0403)	-0.159*** (0.0193)	-0.133*** (0.0349)	-0.0929* (0.0480)	-0.149*** (0.0233)	-0.107** (0.0423)	-0.146*** (0.0437)	-0.158*** (0.0211)
Δ transferts fédéraux	0.0460 (0.0744)	0.0414*** (0.00973)	0.00711 (0.0785)	0.0450 (0.0702)	0.0464*** (0.00670)	0.000850 (0.0723)	0.0817 (0.0653)	0.0423*** (0.00882)
Δ intérêts sur la dette	-0.0366 (0.0440)	0.00510 (0.0138)	-0.0396 (0.0470)	0.0518 (0.0607)	0.0105 (0.0136)	0.0334 (0.0662)	-0.0447 (0.0374)	0.00371 (0.0140)
Δ pop. 65+	-0.889 (0.709)	0.448* (0.254)	-1.240 (0.888)	-1.101 (0.750)	0.179 (0.301)	-1.211 (1.059)	-1.077* (0.607)	0.400 (0.263)
Δ PIB per capita	0.214 (0.143)	0.163*** (0.0400)	0.0571 (0.161)	0.139 (0.192)	0.185*** (0.0345)	-0.0258 (0.197)	0.263** (0.118)	0.165*** (0.0379)
Δ mortalité	-0.0456 (0.0987)	-0.0328 (0.0275)	-0.0107 (0.114)	0.0737 (0.0954)	-0.0271 (0.0262)	0.0963 (0.119)	-0.0745 (0.0789)	-0.0335 (0.0253)
Δ chômage	-0.0587 (0.0587)	0.00913 (0.0130)	-0.0660 (0.0676)	-0.105 (0.0804)	0.0219 (0.0158)	-0.120 (0.0909)	-0.0264 (0.0511)	0.00709 (0.0133)
Δ curatif/total							-1.886*** (0.313)	
Δ préventif/total								-0.0384
Année électorale	0.00277** (0.00131)	0.000952*** (0.000271)	0.00182 (0.00139)	0.00214 (0.00138)	0.000793*** (0.000224)	0.00137 (0.00145)	0.00262** (0.00120)	0.00102*** (0.000256)
Gauche	0.0430* (0.0222)	0.00988* (0.00566)	0.0337 (0.0244)	0.0319 (0.0272)	0.0103 (0.00861)	0.0248 (0.0321)	0.0488*** (0.0175)	0.0111* (0.00620)
Droite	0.0167 (0.0217)	-0.00452 (0.00498)	0.0208 (0.0236)	0.00624 (0.0172)	-0.00329 (0.00611)	0.00854 (0.0209)	0.0172 (0.0184)	-0.00379 (0.00504)
Tendance linéaire	0.00575*** (0.00222)	-0.000232 (0.000493)	0.00644** (0.00253)	0.00757*** (0.00148)	4.49e-05 (0.000538)	0.00851*** (0.00170)	0.00469*** (0.00154)	-2.83e-05 (0.000470)
Impulsion				0.0126** (0.00563)	0.00227*** (0.000573)	0.0102* (0.00578)		
Transferts fédéraux t-1	0.0589 (0.470)	0.0513 (0.0584)	0.0268 (0.473)	0.215 (0.514)	0.116** (0.0510)	0.0756 (0.516)	0.176 (0.370)	0.0525 (0.0547)
Intérêts sur la dette t-1	0.363 (0.266)	-0.0636** (0.0268)	0.424 (0.259)	0.790 (0.562)	-0.0183 (0.0564)	0.647 (0.439)	0.239 (0.232)	-0.0506* (0.0260)
Pop. 65+ t-1	-1.720 (1.092)	-0.600*** (0.136)	-1.004 (1.001)	-2.377 (2.426)	-0.592*** (0.213)	-1.347 (1.950)	-1.959** (0.959)	-0.638*** (0.162)
PIB per capita t-1	0.798 (0.759)	0.813*** (0.111)	-0.0615 (0.732)	1.355 (1.548)	0.955*** (0.175)	0.0935 (1.336)	0.867 (0.667)	0.815*** (0.104)
Mortalité t-1	-0.526 (1.301)	-0.601*** (0.178)	0.214 (1.449)	0.726 (1.548)	-0.506** (0.203)	1.223 (1.612)	-0.758 (0.886)	-0.598*** (0.185)
Chômage t-1	-0.474* (0.287)	-0.405*** (0.0842)	0.0222 (0.347)	-0.292 (0.382)	-0.328*** (0.0987)	0.211 (0.517)	-0.337 (0.283)	-0.405*** (0.0909)
Curatif/total t-1							-2.853*** (1.095)	

Préventif/total t-1								-0.0266 (0.0611)
Constante	-10.94** (5.558)	1.190 (1.153)	-13.04** (6.127)	-15.83*** (3.239)	0.251 (1.149)	-17.85*** (4.158)	-8.822** (3.754)	0.774 (1.099)
Observations	360	360	360	292	292	292	360	360
Erreurs types en parenthèses *** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1								

Discussion et conclusion

Nos résultats confirment que dans les pays de l'OCDE, les consolidations budgétaires sont associées à une baisse des investissements dans les soins préventifs dans un sens absolu et relatif. En tant que bien public dont les bénéfices se déploient sur le long terme, les mesures préventives ne s'imposent pas dans le débat public : ni le public ni les groupes d'intérêt ne sont mobilisés pour protéger les investissements en mesures préventives de l'austérité. Cela contraste avec la résistance à l'austérité des soins curatifs par rapport aux mesures préventives. Les soins curatifs sont une politique visible et populaire offrant une assurance à court terme contre des risques partagés par la plupart des citoyens. Fait intéressant, l'austérité est la seule variable significativement corrélée avec les mesures préventives dans tous nos modèles concernant les pays de l'OCDE. À notre avis, les spécialistes de la santé publique doivent intégrer des considérations liées à l'économie politique des finances publiques pour comprendre les variations des investissements dans la prévention. C'est l'apport principal de cette étude.

Les résultats sont un peu moins probants pour les provinces canadiennes, alors que presque aucune variable n'est associée avec les investissements en santé publique ou avec leur ratio par rapport aux soins curatifs. Plusieurs raisons peuvent expliquer ce résultat nul.

D'abord, notre mesure d'austérité provinciale n'est pas aussi précise que pour les pays de l'OCDE. Ensuite, le niveau de dépense par personne est très faible et la variation dans le temps suit une tendance linéaire. Nos résultats démontrent tout de même qu'une augmentation de la part des dépenses allouées à la santé curative se produit au détriment du niveau d'investissements en santé préventive. Ceci révèle une forme d'arbitrage budgétaire conséquente avec notre théorie, alors que les dépenses curatives, qui sont visibles et populaires, sont priorisées par rapport aux investissements à long terme en santé publique.

Une autre conséquence politique de la nature des mesures préventives est que l'orientation partisane du gouvernement n'influence pas le niveau et le ratio des investissements dans la santé publique. Ainsi, même si l'on pourrait s'attendre à ce que les partis de gauche préfèrent investir davantage dans la prévention, les priorités des électeurs et des groupes d'intérêt se concentrent sur d'autres politiques ; la gauche et la droite sont aussi peu susceptibles d'augmenter les dépenses de prévention. Un seul de nos modèles dans les provinces canadiennes révèle un effet partisan. Ainsi, nous pouvons rejeter l'hypothèse nulle 2. Trouver un effet nul de l'idéologie gouvernementale sur les investissements en mesures préventives est la deuxième contribution principale de cette étude.

La troisième contribution de cette analyse est de comparer le niveau d'investissement en mesures préventives dans différents systèmes de santé. Nos modèles révèlent que les systèmes NHS maintiennent des investissements plus élevés dans la prévention que les systèmes SHI, ce qui nous permet de rejeter le nul de l'hypothèse 3. Cependant, nous n'avons pas été entièrement en mesure de tester les mécanismes sous-

jacents à l'hypothèse 4. Il est possible que les systèmes SHI favorisent indirectement la prévention, s'ils incitent les partis à augmenter les contributions aux soins de santé plutôt que de réduire les dépenses pour faire face aux pressions budgétaires (Truchlewski, 2020). Nous ne pouvons pas complètement exclure cet effet en contrôlant les consolidations budgétaires dans nos modèles. Des études approfondies supplémentaires comparant l'influence des différents systèmes de soins de santé sur les incitations des décideurs politiques à investir dans les mesures préventives sont encore nécessaires.

Il convient de reconnaître les limites de notre base de données. La série chronologique demeure courte dans la plupart des pays de l'OCDE. Bien que nous nous soyons appuyés sur le meilleur ensemble de données disponibles, les dépenses de prévention restent difficiles à mesurer et il peut y avoir des écarts entre les pays et même entre les provinces dans la collecte des données. Au moins, les régressions à effets fixes nous ont permis de modéliser les changements au sein des pays, en mettant de côté les variations entre les pays dans la mesure des dépenses de prévention. Nos résultats sont également robustes à l'utilisation de l'autre base de données principale pour les investissements en mesures préventives.

Il est possible que la politique silencieuse des mesures préventives devienne plus bruyante et plus saillante dans les années qui suivent la crise du COVID-19. Pendant une courte période, les mesures préventives peuvent devenir un enjeu de valence, si la plupart des partis traditionnels s'entendent pour proposer des investissements plus importants afin d'éviter les erreurs ou les contraintes qui ont conduit à la prolifération de la maladie. Cela peut ouvrir une fenêtre d'opportunité pour investir substantiellement dans la prévention à

long terme, si les gouvernements ne mettent pas en œuvre des mesures d'austérité pour réduire leurs déficits induits par la crise.

Pour bonifier les investissements en santé publique, il importe d'accroître leur visibilité puisque les partis politiques et les groupes d'intérêts sont plus susceptibles d'investir dans des programmes visibles. Ainsi, nous proposons que le gouvernement du Québec fasse en sorte que chaque année, le discours du budget fasse le point sur l'effort prévu en santé publique, dans le but d'accroître la visibilité de l'enjeu et l'imputabilité à cet égard.

Références

- Abou-Chadi, T and E M. Immergut (2019) Recalibrating social protection: Electoral competition and the new partisan politics of the welfare state. *European Journal of Political Research* 58(2): 697-719.
- Alesina A and Ardagna S (2010) Large changes in fiscal policy: taxes versus spending. *Tax policy and the economy* 24(1): 35-68.
- Alesina A, Favero C and Giavazzi F (2019) *Austerity: When It Works and When It Doesn't*. Princeton University Press.
- Allin S, Mossialos E, McKee M, et al. (2004) Making decisions on public health: a review of eight countries.
- Ammi M, Arpin E and Allin S (2021) Interpreting forty-three-year trends of expenditures on public health in Canada: Long-run trends, temporal periods, and data differences. *Health Policy* 125: 1557-1564.
- Bamba M, Combes J-L and Minea A (2020) The effects of fiscal consolidations on the composition of government spending. *Applied Economics* 52(14): 1517-1532.
- Bernet PM, Gumus G and Vishwasrao S (2018) Effectiveness of public health spending on infant mortality in Florida, 2001–2014. *Social Science & Medicine* 211: 31-38.
- Böhm K, Schmid A, Götze R, et al. (2013) Five types of OECD healthcare systems: empirical results of a deductive classification. *Health Policy* 113(3): 258-269.
- Bonoli G and Palier B (2000) How do welfare states change? Institutions and their impact on the politics of welfare state reform in Western Europe. *European Review* 8(3): 333-352.
- Boswell J, Cairney P and St Denny E (2019) The politics of institutionalizing preventive health. *Social Science & Medicine* 228: 202-210.
- Brady D (2009) *Rich democracies, poor people: How politics explain poverty*. Oxford University Press.
- Breunig C and Busemeyer MR (2012) Fiscal austerity and the trade-off between public investment and social spending. *Journal of European public policy* 19(6): 921-938.
- Busemeyer, MR (2009). Social democrats and the new partisan politics of public investment in education. *Journal of European public policy* 16(1): 107-126.
- Busemeyer MR, Garritzmann JL and Neimanns E (2020) *A Loud But Noisy Signal?: Public Opinion and Education Reform in Western Europe*. Cambridge University Press.
- Cairney P and St Denny E (2020) *Why isn't government policy more preventive?* : Oxford University Press.
- Castro V (2017) The impact of fiscal consolidations on the functional components of government expenditures. *Economic Modelling* 60: 138-150.
- Castro V and Martins R (2018) Politically driven cycles in fiscal policy: In depth analysis of the functional components of government expenditures. *European Journal of Political Economy* 55: 44-64.
- Chernew M and May D (2012) Health Care Cost Growth. In: Glied S and Smith P (eds) *Oxford Handbook of Health Economics*. Oxford: Oxford University Press, pp.308-328.

- Clark T and Linzer D (2015) Should I Use Fixed or Random Effects? *Political Science Research and Methods* 3(2): 399-408.
- Culpepper PD (2010) *Quiet politics and business power: Corporate control in Europe and Japan*. Cambridge University Press.
- Datta S (2020) Political competition and public healthcare expenditure: Evidence from Indian states. *Social Science & Medicine* 244: 112429.
- Falkenbach M, Bekker M and Greer SL (2020) Do parties make a difference? a review of partisan effects on health and the welfare state. *European journal of public health* 30(4): 673-682.
- Finnegan JJ (2022) Institutions, climate change, and the foundations of long-term policymaking. *Comparative political studies*.
- Gmeinder M, Morgan D and Mueller M (2017) How much do OECD countries spend on prevention?
- Gosselin, J. et L. Godbout. (2019). Équilibre budgétaire dans les provinces canadiennes: perspectives sur le rôle des cycles économiques. *Cahier de Recherche, Chaire de Recherche en Fiscalité et Finances Publiques*.
- Gostin LO and Wiley LF (2016): University of California Press.
- Gupta S, Liu EX and Mulas-Granados C (2016) Now or later? The political economy of public investment in democracies. *European Journal of Political Economy* 45: 101-114.
- Haddow, R. (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
- Healy A and Malhotra N (2009) Myopic voters and natural disaster policy. *American Political Science Review* 103(3): 387-406.
- Hübscher E and Sattler T (2017) Fiscal consolidation under electoral risk. *European Journal of Political Research* 56(1): 151–168.
- Institut Canadien d'Information sur la Santé. 2021. Tendances des dépenses nationales de santé, série d4
- Immergut E (2021) Health Politics Today. In: Immergut E, Anderson K, Devitt C, et al. (eds) *Health Politics in europe: A Handbook*. Oxford: Oxford University Press, pp.3-31.
- Jacobs AM (2011) *Governing for the long term: Democracy and the politics of investment*. Cambridge University Press.
- Jacobs AM (2016) Policy making for the long term in advanced democracies. *Annual Review of Political Science* 19: 433-454.
- Jacques, O. (2020). Partisan priorities under fiscal constraints in Canadian provinces. *Canadian Public Policy*, 46(4): 458-454
- Jacques O (2021a) Austerity and the path of least resistance: how fiscal consolidations crowd out long-term investments. *Journal of European Public Policy* 28(4): 551-570.
- Jacques O (2021b) Electoral competition and the party politics of public investments. *Party Politics*. 1-12.
- Jensen C (2014) *The right and the welfare state*. OUP Oxford.
- Jensen C and Petersen MB (2017) The deservingness heuristic and the politics of health care. *American Journal of Political Science* 61(1): 68-83.

- Laenen T (2018) Do institutions matter? The interplay between income benefit design, popular perceptions, and the social legitimacy of targeted welfare. *Journal of European Social Policy* 28(1): 4-17.
- Landon, S., McMillan, M. L., Muralidharan, V., & Parsons, M. (2006). Does health-care spending crowd out other provincial government expenditures?. *Canadian Public Policy/Analyse de politiques*, 32(2), 121-141.
- Lebo MJ and Kraft PW (2017) The general error correction model in practice. *Research & Politics* 4(2): 2053168017713059.
- Lindvall J (2017) *Reform capacity*. Oxford University Press.
- Lynch J (2020) *Regimes of inequality: the political economy of health and wealth*. Cambridge University Press.
- Manow P (2010) Trajectories of Fiscal Adjustment in Bismarckian Welfare Systems, Palier, Bruno (ed.), *A Long Goodbye to Bismarck? The Politics of Welfare Reform in Continental Europe*. Amsterdam University Press.
- Masters R, Anwar E, Collins B, et al. (2017) Return on investment of public health interventions: a systematic review. *J Epidemiol Community Health* 71(8): 827-834.
- Mays GP and Smith SA (2011) Evidence links increases in public health spending to declines in preventable deaths. *Health Affairs* 30(8): 1585-1593.
- Merkur S, Sassi F and McDaid D (2013) Promoting health, preventing disease: is there an economic case?
- Nelson K (2007) Universalism versus targeting: The vulnerability of social insurance and means-tested minimum income protection in 18 countries, 1990-2002. *International Social Security Review* 60(1): 33-58.
- Philips AQ (2018) Have your cake and eat it too? Cointegration and dynamic inference from autoregressive distributed lag models. *American Journal of Political Science* 62(1): 230-244.
- Philips AQ (2021) How to avoid incorrect inferences (while gaining correct ones) in dynamic models. *Political Science Research and Methods*. 1-11.
- Potrafke N (2017) Partisan politics: The empirical evidence from OECD panel studies. *Journal of Comparative Economics* 45(4): 712-750.
- Rechel B (2019) Funding for public health in Europe in decline? *Health Policy* 123(1): 21-26.
- Rechel B, Brand H and McKee M (2013) Financing public health in Europe. *Das Gesundheitswesen* 75(05): e28-e33.
- Rehm P (2016) *Risk inequality and welfare states: Social policy preferences, development, and dynamics*. Cambridge University Press.
- Seki K and Williams LK (2014) Updating the Party Government data set. *Electoral Studies* 34: 270-279.
- Streeck W and Mertens D (2011) Fiscal austerity and public investment: Is the possible the enemy of the necessary?
- Strom K (1990) A behavioral theory of competitive political parties. *American Journal of Political Science*. 565-598.
- Tellier, G. (2005). *Les dépenses des gouvernements provinciaux canadiens*. Québec : Les Presses de l'Université Laval .

- Thorpe KE and Howard DH (2006) The Rise in Spending Among Medicare Beneficiaries: The Role of Chronic Disease Prevalence And Changes in Treatment Intensity. *Health Affairs* 25(5): 378-388.
- Trein P (2017) Coevolution of policy sectors: A comparative analysis of healthcare and public health. *Public Administration* 95(3): 744-758.
- Truchlewski Z (2020) 'Oh, what a tangled web we weave': How tax linkages shape responsiveness in the United Kingdom and France. *Party Politics* 26(3): 280-290.
- Tuohy C and Glied S (2012) The Political Economy of Health Care. In: Glied S and Smith P (eds) *The Oxford Handbook of Health Economics*. Oxford: Oxford University Press.
- Wagstaff A (2009) Social health insurance vs. tax-financed health systems-evidence from the OECD. *World Bank policy research working paper*.(4821).
- Webb C, Linn S and Lebo MJ (2020) Beyond the Unit Root Question: Uncertainty and Inference. *American Journal of Political Science* 64(2): 275-292.
- Wendt C, Kohl J, Mischke M, et al. (2010) How do Europeans perceive their healthcare system? Patterns of satisfaction and preference for state involvement in the field of healthcare. *European Sociological Review* 26(2): 177-192.
- Wilkins AS (2018) To lag or not to lag?: Re-evaluating the use of lagged dependent variables in regression analysis. *Political Science Research and Methods* 6(2): 393-411.
- Wise M and Nutbeam D (2007) Enabling health systems transformation: what progress has been made in re-orienting health services? *Promotion & Education* 14(2_suppl): 23-27.