
La contribution santé épargne-t-elle les pauvres du Québec ?

Does the Health Contribution Save the Poor of Quebec?

Dorothee Boccanfuso et Marie-Eve Yergeau



Édition électronique

URL : <http://journals.openedition.org/interventionseconomiques/2834>

DOI : [10.4000/interventionseconomiques.2834](https://doi.org/10.4000/interventionseconomiques.2834)

ISBN : 1710-7377

ISSN : 1710-7377

Éditeur

Association d'Économie Politique

Référence électronique

Dorothee Boccanfuso et Marie-Eve Yergeau, « La contribution santé épargne-t-elle les pauvres du Québec ? », *Revue Interventions économiques* [En ligne], 55 | 2016, mis en ligne le 29 juin 2016, consulté le 16 juin 2019. URL : <http://journals.openedition.org/interventionseconomiques/2834> ; DOI : [10.4000/interventionseconomiques.2834](https://doi.org/10.4000/interventionseconomiques.2834)

Ce document a été généré automatiquement le 16 juin 2019.



Les contenus de la revue *Interventions économiques* sont mis à disposition selon les termes de la Licence Creative Commons Attribution 4.0 International.

La contribution santé épargne-t-elle les pauvres du Québec ?

Does the Health Contribution Save the Poor of Quebec?

Dorothée Boccanfuso et Marie-Eve Yergeau

1. Introduction

- 1 Au Québec, le secteur de la santé constitue le poste de dépenses gouvernementales le plus important. En 2012-13, 47,8 % du budget était alloué au ministère de la Santé et des Services sociaux (MSSS), comparativement à 26,9 % au ministère de l'Éducation, des Loisirs et du Sport (MELS), qui correspondait au second poste de dépenses en importance (Gouvernement du Québec, 2012). Or, le gouvernement du Québec anticipe une croissance des dépenses en santé qu'il attribue principalement aux coûts liés à l'adoption de nouvelles technologies et au vieillissement de la population. Les dépenses totales de santé exprimées per capita et en dollars constants sont passées de 1 695 \$ en 1975 à 2 722 \$ en 2000 et sont estimées à 3 784 \$ pour 2015 avec une croissance annuelle avoisinant 3 % pour la période, le taux le plus élevé du Canada (Institut canadien d'information sur la santé, 2015). Comme le montre la Figure 5 en annexe, ces dépenses continuent de croître au Québec alors qu'un ralentissement est observé au Canada et en Ontario depuis 2009. Finalement, les projections des dépenses publiques de santé simulées par Clavet *et al.* (2013) montrent que, quels que soient les scénarios de croissance des coûts structurels, ces dépenses seront croissantes sur un horizon de 17 ans (2013-2030).
- 2 Dans ce contexte, le gouvernement a pris la décision en 2010, d'instaurer une « contribution santé ». Dans sa première version, cette contribution santé prenait la forme d'une taxe forfaitaire, comme source additionnelle de financement pour le secteur de la santé. Ainsi, une contribution de 25 \$ par adulte a été prélevée en 2010, puis de 100 \$ en 2011. À partir de 2012, la contribution santé devait s'élever à 200 \$ par adulte, par année. Afin de ne pas exercer davantage de pression sur les ménages à faible revenu, un seuil d'exemption tenant compte de la composition du ménage avait été mis en place.

Ainsi, les ménages, dont le revenu net se situait en dessous du seuil d'exemption de la catégorie familiale à laquelle ils appartenaient, étaient exonérés de la contribution santé.

- 3 L'annonce de la mise en place de la contribution santé a généré de nombreuses réactions provenant de divers milieux. Plusieurs ont dénoncé le fait que, de par son caractère forfaitaire, la contribution était régressive, et donc susceptible de ne pas respecter la Loi 112 visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale (Tremblay, 2010 ; Labrie, 2012 ; Girard, 2012 ; Centre des organismes communautaires, 2012). En juin 2002, le Québec s'est doté d'une Loi dont l'objectif principal consiste à planifier et mettre en œuvre des politiques visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale et tendre vers un Québec sans pauvreté. L'article 20 de la Loi 112 stipule que :

"Chaque ministère a le devoir d'évaluer l'impact de toute législation et règlement lorsque ceux-ci pourraient avoir des impacts directs et significatifs sur le revenu des personnes et des familles" (Gouvernement du Québec, 2002).

- 4 C'est précisément cet article de la *Loi 112* que les détracteurs de la contribution santé forfaitaire ont fait valoir pour appuyer leurs arguments. Aussi, le nouveau gouvernement élu en septembre 2012 a décidé de maintenir la contribution santé, mais dans une version révisée. Comme dans sa version initiale, la contribution santé ne sera payée qu'au-delà d'un certain seuil. Toutefois, ce seuil a été majoré passant de 14 410 \$ par an pour une personne seule de plus de 18 ans à 18 000 \$. De plus, pour les individus éligibles, le montant payé dépendra désormais du revenu net de l'individu et non plus du revenu net familial. Ainsi, lors de la présentation budgétaire en novembre 2012, le gouvernement péquiste annonçait que plus de personnes ne paieraient pas la contribution santé alors que d'autres la paieront, mais pour un montant moindre que le montant forfaitaire de 200 \$. Finalement, les individus ayant un revenu net supérieur à 130 000 \$ paieront une contribution santé pouvant aller jusqu'à 1 000 \$. Le détail des seuils d'exemption et contributions payées selon les deux types de contribution santé est présenté dans le Tableau 1. Cette contribution santé révisée se veut ainsi plus progressive¹. Cette nouvelle version de la contribution santé ne semble toujours pas faire l'unanimité accusant le gouvernement d'alourdir le fardeau fiscal de la classe moyenne (Portail Québec, 2012).

- 5 Or malgré ces vives réactions de la population et de nombreux intervenants du milieu, aucune étude n'a été faite pour vérifier si la mise en place de cette nouvelle taxe contrevenait effectivement à la Loi 112. Cette étude vise donc à remédier à ce manque grâce à une analyse rigoureuse et objective. Nous commençons par vérifier l'effet régressif de la contribution santé initiale en mesurant les effets sur la pauvreté et l'inégalité au Québec en 2012. Dans cette analyse, nous mettons en évidence les groupes les plus affectés. Nous vérifions empiriquement, si la solution mise en place par le gouvernement péquiste est effectivement plus progressive et nous comparons les effets de cette mesure sur les groupes vulnérables. Dans la suite de l'article, nous référons à la contribution santé initiale par la "contribution forfaitaire" et à la contribution santé révisée par la "contribution mixte", compte tenu de son caractère à la fois forfaitaire et progressif. L'approche retenue consiste à utiliser un modèle fiscal ou de microsimulation statique dans lequel nous supposons les agents économiques passifs. Autrement dit, nous analysons l'impact de cette contribution santé sur le bien-être des ménages sans considérer d'éventuels changements de comportement de la part des payeurs. Considérant que cette contribution, qu'elle soit forfaitaire ou mixte, est imposée et que les montants restent faibles, nous pensons que cette hypothèse est justifiée. D'ailleurs

selon Legendre *et al.* (2001), l'utilité de cette approche réside dans le fait qu'elle permet d'analyser les impacts de premier ordre de mesures fiscales et sociales.

Tableau 1. Comparatif du calcul de la contribution santé : Forfaitaire versus mixte

Revenu familial net (Y)		CS Forfaitaire	
0 \$	14 410 \$	-	0 \$
14 410 \$	et plus	-	200 \$
Revenu individuel net (y)		Méthode de calcul	CS Mixte
0 \$	18 000 \$	-	-
18 000 \$	20 000 \$	5 % (y-18 000)	0,01 à 100 \$
20 000 \$	40 000 \$	100 \$	100 \$
40 000 \$	42 000 \$	100 \$ + 5 % (y-42 000)	100,01 à 200 \$
42 000 \$	130 000 \$	200 \$	200 \$
130 000 \$	150 000 \$	200 \$ + 5 % (y-130 000)	200,01 à 1 000 \$
150 000 \$	et plus	1 000 \$	1 000 \$

Sources : Finances et Économie du Québec (2012) ; Jeffrey (2013).

- 6 Cet article est divisé en quatre sections principales. Après avoir rappelé quelques éléments méthodologiques quant à l'analyse de pauvreté et d'inégalité au Québec, nous présentons certaines statistiques descriptives de notre échantillon. Ensuite, nous analysons l'effet de la contribution santé sur la pauvreté et l'inégalité, de manière générale, mais aussi selon différentes caractéristiques individuelles et familiales. Différents indices et outils sont utilisés de manière à dresser un bilan précis et robuste de l'effet de la contribution santé sur le bien-être des Québécois. Nous concluons en énonçant les principaux impacts de la contribution santé sur la pauvreté et l'inégalité au Québec.

2. Pauvreté et inégalité au Québec avant la contribution santé

- 7 Conformément à la première des dix-neuf recommandations de l'Avis du Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion sociale (CEPE) pour la mesure de la pauvreté (Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion, 2009), le revenu est retenu comme indicateur du niveau de vie économique. De plus, en nous appuyant sur la seconde recommandation du même Avis, nous utilisons comme mesure de référence celle du panier de consommation (MPC). Le seuil de pauvreté de référence de la MPC est basé sur le coût d'un panier de biens et services de base jugés essentiels pour qu'une unité familiale composée de deux adultes et de deux enfants puisse satisfaire ses besoins de subsistance et d'intégration sociale (Hatfield *et al.*, 2010).² Le revenu utilisé comme indicateur du niveau de vie est donc le revenu disponible à la consommation aux fins de calcul de cette mesure. Ce revenu est

composé du revenu disponible (revenu total incluant transferts, moins les impôts sur le revenu), duquel certaines dépenses non discrétionnaires³ sont soustraites.

- 8 De plus, puisqu'un individu n'ayant aucun revenu, mais vivant avec des personnes qui en ont un, profite du partage des ressources dans le ménage, le revenu familial est utilisé. Ainsi, nous suivrons la troisième recommandation de l'Avis (Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion, 2009) qui est de considérer à la fois les individus et les unités familiales comme unités d'analyse. L'unité familiale utilisée est celle de la famille économique telle que définie au sens de Statistique Canada. Il est également important de tenir compte du fait que les familles de composition et de taille différentes ont des besoins différents. En effet, puisque les individus à l'intérieur d'une même famille ont des besoins différents (par exemple, les enfants n'ont pas les mêmes besoins que les adultes), et que des économies d'échelle sont réalisées dans la consommation intra-ménage, l'utilisation du revenu par tête comme indicateur sous-estime le niveau de bien-être individuel (Bibi et Duclos, 2009). Pour tenir compte de cela, nous utilisons une échelle d'équivalence. Tel que recommandé par Fréchet *et al.* (2010), nous appliquons l'échelle d'équivalence qui consiste à diviser le revenu familial par la racine carrée de la taille du ménage afin d'obtenir un revenu pour chacun des membres exprimé en équivalent adulte. Ainsi, le revenu que nous utiliserons comme indicateur de niveau de vie aux fins de l'analyse sera le revenu disponible à la mesure du panier de consommation (MPC) exprimé en équivalent adulte.
- 9 Finalement, les données utilisées pour cette analyse proviennent de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) de 2010 à partir de laquelle nous avons identifié 9 283 individus québécois âgés de 18 ans et plus. Précisons que les poids échantillonnaires représentatifs de la population du Québec ont été utilisés⁴. Finalement, toutes les données monétaires utilisées dans cet article sont exprimées en \$ 2012. L'échantillon utilisé est composé à 49,64 % d'hommes et à 50,36 % de femmes âgés de 18 ans et plus, dont le revenu disponible moyen selon la MPC est respectivement de 36 291 \$ et 35 646 \$ (Cf. Tableau 2).

Tableau 2. Statistiques descriptives

		Proportion	Revenu moyen selon MPC (eq. adulte)
Taille ajustée de la région de résidence	Québec	100 %	35 966 \$
	Régions rurales à l'extérieur des AR et RMR	14,79 %	33 112 \$
	AR : 0 à 29 000	7,60 %	31 629 \$
	AR : 30 000 à 99 999	10,30 %	35 330 \$
	RMR : 100 000 à 499 999	10,32 %	36 300 \$
	RMR : 500 000 et plus	56,98 %	37 340 \$
Groupes d'âge	18-25	12,52 %	37 562 \$
	26-40	24,44 %	34 258 \$
	41-65	43,44 %	38 357 \$
	+ 65 ans	19,59 %	31 775 \$
Sexe	Hommes	49,54 %	36 291 \$
	Femmes	50,46 %	35 646 \$
Type de Famille économique	Personnes seules	20,41 %	26 388 \$
	Couples sans enfant	27,33 %	38 736 \$
	Couples avec un enfant	10,75 %	41 733 \$
	Couples avec + d'un enfant	20,70 %	39 551 \$
	Familles monoparentales avec un enfant	2,56 %	28 494 \$
	Familles monoparentales avec + d'un enfant	2,78 %	26 235 \$

Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010).

- 10 Les statistiques descriptives de notre échantillon sont détaillées dans le Tableau 2. Nous analyserons l'impact des contributions santé à l'échelle de la province, mais aussi en fonction de caractéristiques telles que le groupe d'âge, le genre, la région de résidence ainsi que le type de famille économique.⁵
- 11 Les profils de pauvreté et d'inégalité pour le Québec en 2012 sont construits en utilisant la mesure du panier de consommation (MPC) pour l'analyse de pauvreté. L'approche du fossé de pauvreté est privilégiée puisqu'elle satisfait un ensemble de propriétés souhaitées⁶. Les indices FGT sont obtenus à partir de l'équation suivante :

$$FGT_{\alpha} = \sum_{i=1}^n \left(\frac{z - y_i}{z} \right)^{\alpha} \cdot \mathbf{1}_{(z - y_i) > 0}$$

- 12 Où α représente le degré d'aversion à la pauvreté, z , le seuil de pauvreté, y_i le revenu de l'individu i et n la taille de la population (nombre de personnes), $(z - y_i)$ étant le fossé de pauvreté. Lorsque $\alpha = 0$, FGT_0 représente l'incidence de la pauvreté, c'est-à-dire la proportion de la population sous le seuil de pauvreté. L'indice de profondeur (FGT_1) représente le fossé moyen de la pauvreté relativement au seuil. L'indice de sévérité (FGT_2) accorde une importance plus grande aux fossés plus grands, prenant ainsi en compte la forme de la distribution des revenus sous la ligne de pauvreté, autrement dit l'inégalité prévalant dans la population pauvre⁷. De manière générale, plus α augmente et plus l'importance accordée aux plus pauvres est élevée (Ravallion, 1994). Ces trois indices sont utilisés pour l'analyse de pauvreté.
- 13 Conformément aux recommandations du CEPE (Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion, 2009), l'indice de Gini est choisi pour mener l'analyse de l'inégalité, respectant lui aussi un ensemble de propriétés souhaitées⁸.

Tableau 3. Pauvreté et inégalité au Québec sans la contribution santé

	FGT ₀	FGT ₁	FGT ₂	Gini
Québec	9,83 %	3,07 %	1,60 %	0,289
Femmes	9,58 %	2,74 %	1,40 %	0,287
Hommes	10,08 %	3,41 %	1,81 %	0,291
Régions rurales	9,27 %	2,73 %	1,37 %	0,268
AR : 0 à 29 999	10,83 %	2,72 %	1,06 %	0,256
AR : 30 000 à 99 999	6,49 %	1,76 %	0,73 %	0,272
RMR : 100 000 à 499 999	11,02 %	3,68 %	1,89 %	0,306
RMR : 500 000 et plus	10,23 %	3,33 %	1,84 %	0,295
Personnes seules	25,61 %	9,53 %	5,41 %	0,325
Couples sans enfant	5,20 %	1,34 %	0,63 %	0,284
Couples avec un enfant	5,00 %	0,73 %	0,18 %	0,254
Couples avec + d'un enfant	3,21 %	0,66 %	0,22 %	0,264
Familles monoparentales avec un enfant	21,81 %	6,52 %	3,15 %	0,262
Familles monoparentales avec plus d'un enfant	18,30 %	4,09 %	1,16 %	0,244
Age : 18-25 ans	9,68 %	3,90 %	2,46 %	0,296
Age : 26-40 ans	11,00 %	3,53 %	1,83 %	0,268
Age : 41-65 ans	10,66 %	3,29 %	1,62 %	0,294
Age : + 65 ans	6,64 %	1,48 %	0,74 %	0,276

Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010)

- 14 Le Tableau 3 rapporte les résultats obtenus. Le taux de faible revenu au Québec est de 9,83 % et l'indice d'inégalité après transferts et impôts est évalué à 0,289. Le taux de faible revenu des femmes est plus faible que celui des hommes (9,58 % contre 10,08 %). Il en est de même pour l'inégalité, l'indice de Gini étant de 0,287 pour les femmes et de 0,291 pour les hommes. Alors que les agglomérations de recensement (AR) de 30 000 à 99 999 habitants ont le taux de faible revenu le moins élevé (6,49 %), ce sont les régions métropolitaines de recensement (RMR) ayant moins de 500 000 habitants qui sont le plus affectées par la pauvreté avec un taux de faible revenu de 11,02 %. Ces dernières sont également les régions où l'inégalité est la plus importante. L'inégalité dans les régions métropolitaines de recensement de 500 000 habitants et plus se rapproche de l'inégalité provinciale avec un indice de Gini égal à 0,295. Nous constatons également que les personnes seules (25,61 %) ainsi que les familles monoparentales avec un enfant (21,81 %) sont les familles économiques les plus affectées par la pauvreté alors que les couples sans et avec enfants ont des taux de faible revenu en deçà du taux national. Le groupe des personnes seules est aussi celui où l'inégalité est la plus élevée, l'indice de Gini étant de 0,325, un taux nettement supérieur à l'inégalité provinciale. Enfin les personnes âgées de plus de 65 ans ont le taux de faible revenu le moins élevé de la province (6,64 %) et une inégalité en deçà du taux provincial. La tranche des 26-40 ans est la plus affectée par la pauvreté avec un taux de 11 %. C'est par ailleurs dans ce groupe d'âge que l'on retrouve le moins d'écarts de revenu entre les individus.⁹
- 15 Dans la section suivante, nous mesurons et comparons les effets que les deux propositions de contribution santé ont sur ces mêmes indices de pauvreté et d'inégalité. Notre analyse se concentrera sur certains groupes plus vulnérables que nous venons d'identifier. Nous serons alors en mesure de conclure sur le respect ou non de la Loi 112 visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale.

3. Comparaison des effets sur la pauvreté et les inégalités de la contribution santé

- 16 Dans cette section, nous regardons d'abord quelles sont les parts de la population québécoise affectées par chacune des versions de la contribution santé ainsi que les changements observés dans la distribution des quintiles avant et après leur mise en place (Cf. Tableau 4).

Tableau 4. Proportions de payeurs de la CS

		CS - version mixte		
		Non payeurs	Payeurs	Total
CS - version forfaitaire	Non payeurs	22,76 %	2,01 %	24,77 %
	Payeurs	14,16 %	61,07 %	75,23 %
	Total	36,92 %	63,08 %	100,00 %

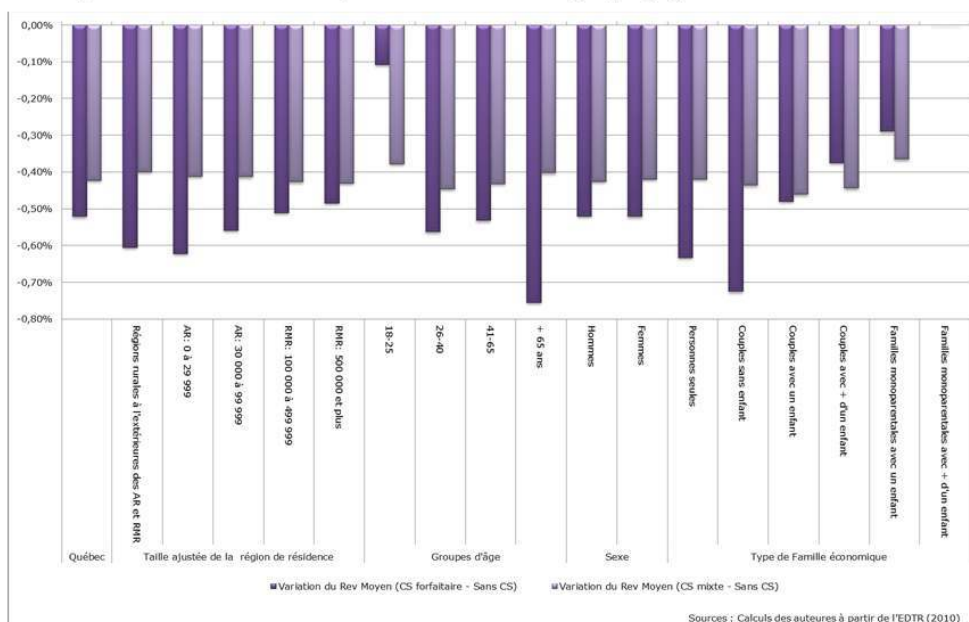
Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010)

- 17 Dans sa version forfaitaire, trois quarts des Québécois âgés de 18 ans et plus sont payeurs de la contribution santé (75,23 %) alors que 63,08 % d'entre eux paient la contribution mixte. Soulignons que 14,16 % des payeurs de la CS forfaitaire sont non payeurs dans la version mixte et que seulement 2,01 % paient la CS mixte alors que dans la version forfaitaire, ils en étaient exempts.¹⁰ Rappelons que le seuil de paiement de la CS ne s'applique pas sur le même indicateur de revenu. Ainsi, la CS mixte étant calculée à partir du revenu net individuel, 2,01 % des Québécois âgés de 18 ans et plus ont un revenu net individuel supérieur à 18 000 \$ alors que le revenu net moyen de la famille économique dans laquelle ils vivent est inférieur à 14 410 \$. Par ailleurs, le Tableau 9 (en annexe) met en exergue le fait que la CS forfaitaire représente une charge fiscale plus importante des impôts et taxes payés par les Québécois (11,45 %) que lorsque la CS est mixte (9,62 %).

3.1. Effets sur la distribution du revenu

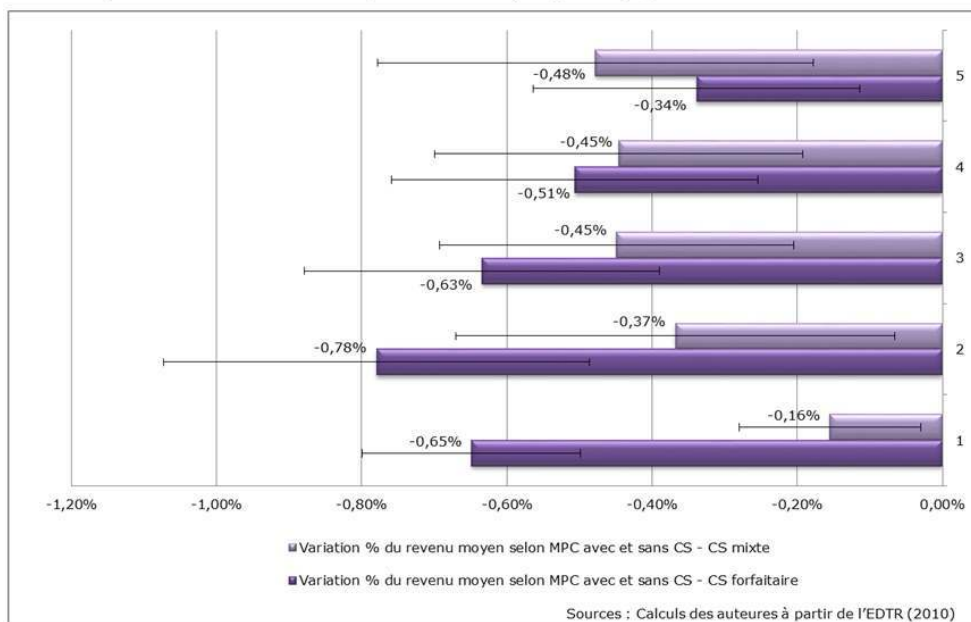
- 18 À partir des mécanismes de taxation proposés par le gouvernement libéral, initiateur de la contribution santé (CS) sous une forme forfaitaire, puis à l'automne 2012 par le gouvernement péquiste sous une forme dite progressive, nous avons analysé l'impact de ces deux "taxes" sur le bien-être des Québécois.

Figure 1. Variation du revenu moyen selon la MPC selon les groupes (%)



19 La Figure 1 permet de voir les variations de revenu moyen pour le Québec et pour chacun des groupes lorsque les deux formes de contribution santé sont appliquées. Il ressort qu'à l'exception du groupe des ménages monoparentaux avec plus d'un enfant, tous les autres groupes subissent une baisse de leur revenu moyen respectif, baisse n'excédant toutefois pas 1 %. De plus, la contribution santé forfaitaire affecte différemment les groupes de ménages. Les personnes âgées de plus de 65 ans ou les couples avec un enfant connaîtront les baisses les plus marquées alors que les personnes âgées entre 18 et 25 ans ou comme nous l'avons dit précédemment, les ménages monoparentaux avec plus d'un enfant, ne verront que très faiblement (voire pas) leur revenu moyen diminuer. La Figure 1 met aussi en évidence que l'effet de la contribution santé mixte est beaucoup plus homogène entre les groupes. En effet, tous les groupes sauf ici encore celui des ménages monoparentaux avec plus d'un enfant, subissent une baisse de leur revenu moyen oscillant autour de 0,40 %.

Figure 2. Variation du revenu moyen selon la MPC par quintile (%)



- 20 La Figure 2 montre que les trois premiers quintiles subissent des baisses plus importantes de leur revenu moyen selon la MPC lorsque la contribution santé dans sa version forfaitaire est appliquée alors que les quintiles 4 et 5 sont les moins touchés. Avec la version mixte de la contribution santé, nous observons qu'ici encore tous les quintiles connaissent une baisse de leur revenu moyen selon la MPC, mais que ce sont les quintiles du haut de la distribution qui sont les plus affectés par cette mesure fiscale. Il semble donc que la version mixte de la CS présente un caractère relativement moins régressif que la version forfaitaire.

3.2. Effets sur la pauvreté et l'inégalité

- 21 Nous regardons à présent l'impact de la contribution santé dans ses deux versions, sur la pauvreté et l'inégalité au Québec. Le Tableau 5 rapporte les variations en pourcentage des indices de pauvreté et de l'indice d'inégalité pour le Québec et selon la dimension genre suite à la mise en place des deux versions de contribution santé. Le premier constat est que la contribution santé forfaitaire a des effets négatifs et significatifs¹¹ sur la pauvreté et les inégalités. En effet, le nombre de personnes pauvres au Québec augmente de 1,55 % lorsque le gouvernement impose un montant forfaitaire de 200 \$ aux individus dont le revenu net est supérieur au seuil d'exemption. La hausse de l'incidence de la pauvreté est plus importante pour les hommes que pour les femmes. Nous constatons que la profondeur et la sévérité de la pauvreté augmentent également et de manière significative. Les femmes semblent plus affectées que les hommes. Finalement, l'inégalité mesurée à partir de l'indice de Gini, connaît également une hausse significative tant pour le Québec que pour les hommes et les femmes. Il ressort ainsi que la contribution dans sa version forfaitaire ne respecte pas la Loi 112 visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale. Lorsque l'exercice est répliqué avec la contribution santé mixte, nous observons que l'effet sur la pauvreté (incidence) est nul. Cependant, la sévérité et la profondeur augmentent, faiblement, mais significativement. Contrairement à la version forfaitaire de la contribution santé, les femmes seraient légèrement moins affectées que

les hommes. Finalement, nous constatons que cette contribution santé mixte vient réduire faiblement, mais significativement les inégalités de 0,15 %¹².

Tableau 5. Impact de la contribution santé sur la pauvreté et l'inégalité au Québec et selon le genre (%)

		Δ % FGT0	Δ % FGT1	Δ % FGT2	Δ % Gini
Québec	Forfaitaire	1,55***	0,75***	0,29**	0,31***
	Mixte	-	0,10***	0,04***	-0,15***
Femmes	Forfaitaire	1,33***	0,85***	0,33**	0,31***
	Mixte	-	0,08***	0,04***	-0,15***
Hommes	Forfaitaire	1,76	0,66**	0,17	0,25***
	Mixte	-	0,11***	0,05***	-0,14***

Sources : Calculs des auteurs à partir de l'EDTR (2010).

*** significatif à 99 %, ** significatif à 95 % et * significatif à 90 %.

- 22 Lorsque nous prenons en considération les différentes régions du Québec, le Tableau 6 montre que seules les régions métropolitaines de recensement (RMR) ayant entre 100 000 et 499 999 habitants subissent une hausse significative de l'incidence de la pauvreté de 2,36 % lorsque la contribution santé est forfaitaire. Rappelons que ces régions sont les plus pauvres avec un taux de faible revenu de 11,02 % (Cf. Tableau 3). Pour les autres régions, les effets se révèlent non significatifs lorsque cette taxation est appliquée. Finalement, nous observons que la forme mixte de la contribution santé a un effet nul sur l'incidence de la pauvreté, quelle que soit la zone étudiée. Concernant l'impact de la CS sur la profondeur et la sévérité de la pauvreté, les résultats montrent des effets négatifs et significatifs pour la majorité des groupes. Soulignons cependant que les effets négatifs observés sont plus faibles dans le cas de la CS mixte que dans sa version forfaitaire. Par ailleurs, les régions les plus pauvres seraient moins affectées avec la CS mixte alors que dans le cas de la CS forfaitaire, nous observons l'inverse.
- 23 Concernant l'effet sur l'inégalité, la contribution santé forfaitaire présente un effet négatif et significatif oscillant entre 0,28 et 0,40 % d'augmentation alors que la version mixte de la contribution santé a un effet faiblement positif, mais significatif, quelles que soient les régions (entre 0,13 et 0,18 % de baisse pour l'indice de Gini). D'un point de vue géographique, il ressort donc que la contribution santé mixte est sans effet sur l'incidence de la pauvreté et réduit les inégalités au sein des régions. L'effet sur la profondeur et la sévérité bien que négatif reste marginal et touche plus les zones géographiques initialement moins pauvres contrairement à la contribution forfaitaire.

Tableau 6. Impact de la contribution santé sur la pauvreté et l'inégalité selon la zone d'habitation (%)

		Δ % FGT0	Δ % FGT1	Δ % FGT2	Δ % Gini
Régions rurales	Forfaitaire	0,19	0,45***	0,16**	0,35***
	Mixte	-	0,16***	0,03***	-0,13***
AR : 0 à 29 999	Forfaitaire	3,16	0,95***	0,46**	0,31***
	Mixte	-	0,21***	0,10***	-0,18***
AR : 30 000 à 99 999	Forfaitaire	-	0,46*	0,17	0,40***
	Mixte	-	0,07	-	-0,16***
RMR : 100 000 à 499 999	Forfaitaire	2,36***	0,47***	0,09***	0,31***
	Mixte	-	0,04***	0,01*	-0,17***
RMR : 500 000 et plus	Forfaitaire	1,66	0,87***	0,34***	0,28***
	Mixte	-	0,09***	0,05***	-0,14***

Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010).

*** significatif à 99 %, ** significatif à 95 % et * significatif à 90 %.

- 24 Regardons à présent comment les différents types de ménages subissent la mise en place de la contribution santé. Le Tableau 6 montre clairement qu'à l'exception du groupe des personnes seules, le taux de faible revenu selon la MPC reste inchangé, quelle que soit la forme de la contribution santé appliquée. Rappelons toutefois que les personnes seules étaient celles dont le taux de faible revenu était le plus élevé dépassant les 25 % de pauvreté (Cf. Tableau 3). Ainsi, ce groupe subit une augmentation de l'incidence de la pauvreté de 2,91 % lorsque la contribution santé forfaitaire est appliquée. Cette augmentation disparaît avec la version mixte. Il est également intéressant de constater que pour les groupes de ménages monoparentaux avec un enfant ou plus, groupes connaissant également des taux de faible revenu selon la MPC avoisinant les 20 %, la contribution santé dans ses deux formes, n'a pas d'effet significatif et ce, quel que soit la dimension de la pauvreté (incidence, profondeur et sévérité). Le seul effet significatif observé pour ces groupes est une baisse de l'inégalité chez les ménages monoparentaux ayant un seul enfant, suite à l'application de la CS mixte. Les familles monoparentales sont une catégorie de ménages reconnue comme étant vulnérables et souvent ciblées par le gouvernement du Québec dans ses politiques de lutte contre la pauvreté. On observe pour les autres types de ménage une tendance similaire à celle constatée pour les regroupements géographiques et de genre, au niveau de l'inégalité. En effet, la CS forfaitaire a un effet aggravant alors que la version mixte vient diminuer l'inégalité.

Tableau 7. Impact de la contribution santé sur la pauvreté et l'inégalité selon le type de ménage (%)

		Δ % FGT0	Δ % FGT1	Δ % FGT2	Δ % Gini
Personnes seules	Forfaitaire	2,91***	0,74***	0,26***	0,24***
	Mixte	-	0,04***	0,02*	-0,14***
Couples sans enfant	Forfaitaire	-	0,84***	0,65*	0,60***
	Mixte	-	0,13**	0,13	-0,16***
Couples avec 1 enfant	Forfaitaire	-	3,83***	0,72**	0,45***
	Mixte	-	0,55***	0,12*	-0,13***
Couple avec plus d'1 enfant	Forfaitaire	-	1,70***	1,00***	0,37***
	Mixte	-	0,46***	0,22***	-0,16***
Familles monoparentales avec 1 enfant	Forfaitaire	-	0,02	0,01	-
	Mixte	-	0,01	-	-0,16***
Familles monoparentales avec + d'1 enfant	Forfaitaire	-	-	-	-
	Mixte	-	-	-	-

Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010).

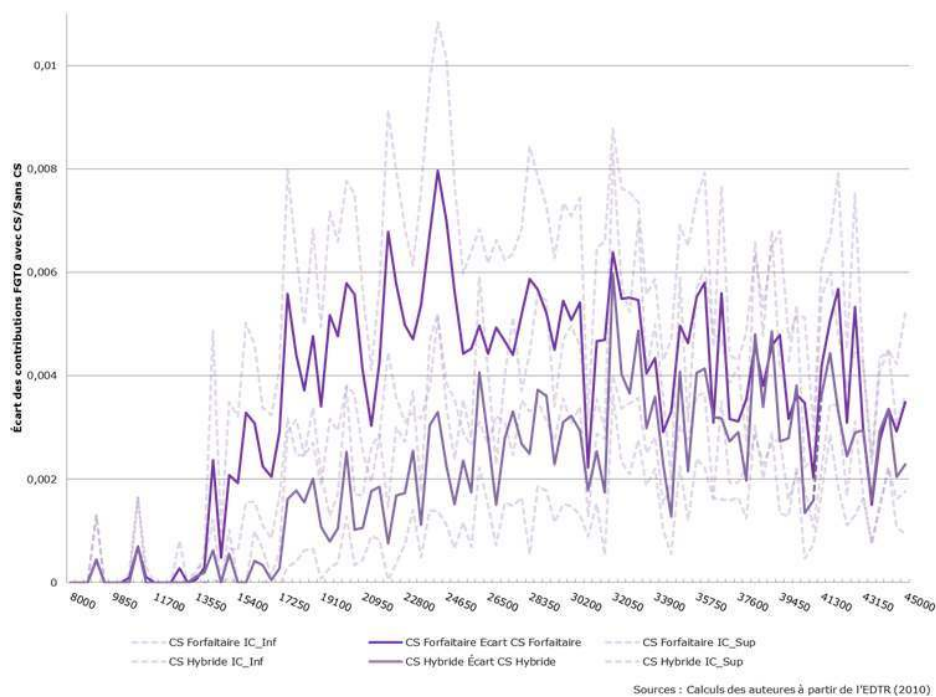
*** significatif à 99 %, ** significatif à 95 % et * significatif à 90 %.

- 25 L'analyse effectuée jusqu'à présent est toutefois tributaire du seuil de faible revenu et des indices de pauvreté et d'inégalité choisis. Dans la prochaine section, nous utilisons différents outils nous permettant de tester la robustesse de nos résultats par rapport au seuil de pauvreté et aux indices utilisés.

3.3. Robustesse des résultats

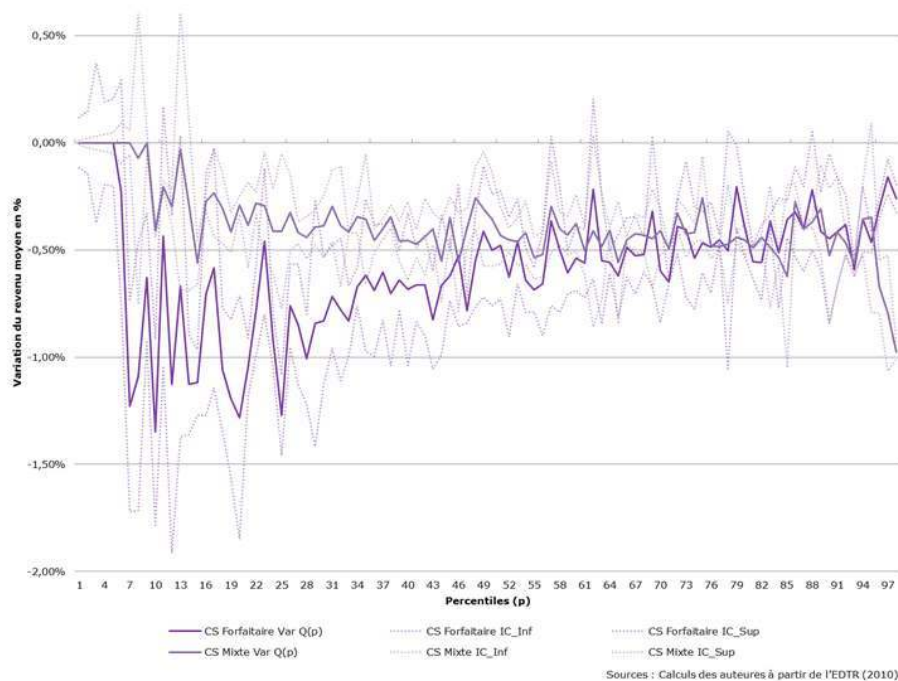
- 26 Afin de tester la robustesse de nos résultats relativement au seuil de pauvreté choisi, nous utilisons une approche en dominance stochastique. Cette étape est importante afin de valider que le différentiel obtenu entre les indices de pauvreté, avant et après contribution n'est pas le résultat unique du choix du seuil de pauvreté. Nous cherchons donc à vérifier si ce différentiel reflète un écart de bien-être stable, sur un certain intervalle de seuils. Pour ce faire, nous calculons la valeur de l'indice de pauvreté pour différents seuils de pauvreté, avant et après la contribution, pour les deux formes de contribution. La Figure 3 rapporte les distributions de l'écart entre les taux de pauvreté (incidence) avec et sans CS, pour des seuils de pauvreté compris entre 8 000 \$ et 45 000 \$. Pour l'ensemble des seuils considérés, les écarts sont positifs, ce qui signifie que l'incidence de la pauvreté après la mise en place de la contribution est supérieure à celle sans contribution, et ce pour les deux formes de CS. Ainsi, dans les deux cas, la distribution initiale domine la distribution avec CS en terme de bien-être, montrant que nos résultats sont indépendants du seuil de pauvreté utilisé. Notons que cette dominance doit être interprétée prudemment puisqu'elle n'est pas statistiquement significative aux seuils de pauvreté les plus faibles (Bibi et Duclos, 2009).
- 27 La Figure 3 met également en évidence le fait que l'incidence de la pauvreté à l'échelle de la province connaît des hausses pour des seuils de pauvreté en deçà du seuil de la mesure du panier de consommation lorsque la contribution santé forfaitaire est appliquée.

Figure 3. Différences dans les FGT0 avec et sans CS



- 28 L'augmentation se révèle moins marquée lorsque la contribution mixte est appliquée pour des seuils compris entre 15 000 \$ et 30 000 \$. Pour des valeurs de seuil plus élevées, les effets sur l'incidence de la pauvreté sont très similaires, quelle que soit la contribution appliquée. Notons toutefois que puisque les seuils de faible revenu, qui sont fonction de la taille de la région de résidence, sont compris entre 14 000 et 16 000 \$ exprimés en équivalent adulte, la version mixte de la contribution a un effet plus faible sur la mesure du panier de consommation pour les ménages situés autour du seuil de faible revenu. Nous obtenons des résultats similaires pour la profondeur et la sévérité de la pauvreté à la différence que l'écart entre les deux courbes s'amplifie au fur et à mesure que la valeur du seuil augmente, y compris au-delà de 30 000 \$ (Cf. Figure 6 en annexe).
- 29 Ensuite, les résultats que nous avons obtenus ont montré que la version forfaitaire de la CS présente un caractère régressif en augmentant l'incidence de la pauvreté ainsi que l'inégalité, au Québec et pour plusieurs sous-groupes considérés. La version mixte semble être davantage progressive, puisque sans effet sur l'incidence de la pauvreté et diminuant l'inégalité. Évidemment, ces résultats sont tributaires des indices de pauvreté et d'inégalité choisis. Nous utilisons la courbe d'incidence de la croissance (CIC) ainsi que l'indice de Kakwani (Kakwani, 1977) afin d'en vérifier la robustesse.
- 30 La courbe d'incidence de la croissance développée par Ravallion et Chen (2003) permet d'analyser l'impact d'une politique fiscale sur le bien-être des différents percentiles d'une population. Cette courbe est dérivée à partir des conditions de dominance stochastique de premier ordre. Chaque point de la courbe mesure l'impact de la croissance ou de la décroissance économique associée à la mesure fiscale, sur les différents percentiles de la distribution de revenu de la population en utilisant le taux de croissance du revenu évalué au $p^{\text{ième}}$ percentile de la distribution.

Figure 4. Courbes d'incidence de la croissance avec les deux types de CS



- 31 Sans surprise, les courbes d'incidence de la croissance obtenues avec les deux spécifications de la contribution santé se retrouvent dans la partie négative signifiant que la mesure quelque que soit sa forme vient réduire le revenu moyen pour chaque percentile dans la population québécoise dès que celle-ci est considérée comme payeuse. Toutefois, ces courbes diffèrent quant à leur tendance. En effet, lorsque la contribution santé est de type forfaitaire, nous constatons que les familles économiques du Québec se situant au bas de la distribution ont des baisses de revenu moyen plus importantes que celles observées pour les ménages plus riches (Cf. Figure 4). Cette tendance positive de la CIC nous amène à conclure au caractère pro-riche de cette contribution santé forfaitaire. Lorsque nous regardons l'effet de la contribution mixte, cette tendance s'inverse légèrement, les ménages payeurs les plus pauvres semblent la subir moins fortement. Ceci vient donc corroborer les résultats présentés précédemment.
- 32 Enfin, pour valider le caractère progressif ou régressif de la contribution santé, nous calculons l'indice de Kakwani.¹³ Lorsque nous considérons la contribution santé forfaitaire, l'indice de Kakwani est négatif (-0,173) ce qui signifie que l'imposition de la contribution santé forfaitaire est effectivement régressive. Le signe positif de l'indice de Kakwani lorsque la CS mixte est appliquée (0,094) confirme le caractère progressif de la mesure révisée.

4. Conclusion

- 33 En juillet 2010, une contribution santé prenant la forme d'une taxe forfaitaire a été mise en place afin de permettre au Gouvernement du Québec de recueillir des fonds supplémentaires devant être injectés dans le secteur de la santé. Étant donné les nombreuses réactions observées au sein de la population québécoise, dénonçant le fait que, de par son caractère forfaitaire, cette mesure contrevenait au respect de la *Loi 112*

visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale, le gouvernement élu en 2012 a choisi de réviser le mode d'application de cette "taxe" santé en la rendant plus progressive. C'est donc dans ce contexte qu'il nous est apparu pertinent de valider empiriquement l'impact de la contribution santé sous ses deux formes, sur le bien-être des ménages québécois. Nous avons montré que la version mixte réduisait le nombre de payeurs passant de 75,23 % à 63,08 % des individus âgés de 18 ans et plus. De plus, conformément aux réactions de la communauté, la pauvreté mesurée à l'aide des indices de l'incidence, de la profondeur et de la sévérité s'est accrue à l'échelle provinciale lorsque les ménages avaient un montant forfaitaire à payer. Une hausse des inégalités est également constatée. Cependant, nous confirmons que la version mixte de la contribution santé vient corriger ces effets négatifs en laissant l'incidence de la pauvreté inchangée. Même si la profondeur et la sévérité de la pauvreté connaissent de faibles augmentations (significatives), cette mesure révisée vient diminuer les inégalités confirmant le caractère progressif de la contribution santé mixte. L'indice de Kakwani confirme ce résultat.

- 34 Des résultats similaires sont observés lorsque l'analyse est menée sur des groupes sélectionnés en fonction de leur zone d'habitation, de leur âge ou de leur situation familiale. Ajoutons que l'effet négatif engendré par la CS forfaitaire est plus fort pour les groupes les plus pauvres. Ce résultat s'inverse dans le cas de la profondeur et de la sévérité avec la version mixte de la contribution santé, les groupes les moins pauvres subissant plus fortement l'imposition de la CS que les groupes les plus pauvres. Enfin la version mixte de la contribution santé n'a aucun effet en termes d'incidence de pauvreté, quels que soient les groupes considérés.
- 35 Les impacts sur l'inégalité s'opposent lorsque nous comparons les deux types de taxation. En effet, la version mixte de la contribution santé réduit les inégalités faiblement, mais significativement alors que la CS forfaitaire augmentait les inégalités de plus de 1/4 de point de pourcentage à l'échelle de la province et au-delà pour certains groupes comme les ménages vivant en milieu rural ou les couples sans enfant.
- 36 Ainsi, comme l'avait avancé le ministre Marceau¹⁴, la version mixte de la contribution santé se révèle effectivement progressive puisqu'elle réduit les inégalités, sans accroître le nombre de pauvres. Toutefois, du point de vue des recettes générées, nous avons vu que cette nouvelle CS a dû être jumelée à la création d'une nouvelle tranche d'imposition pour compenser le différentiel d'avec la version initiale de la CS. Considérant nos résultats, nous pouvons nous demander si d'autres alternatives ne permettraient pas à la fois de respecter la Loi 112 tout en maintenant un montant de recettes équivalent à celui généré par la contribution santé forfaitaire. Pensons par exemple à un financement à taux progressifs ou à taux unique. D'autres proposent tout simplement d'abolir la CS et d'associer le financement du secteur de la santé à d'autres mécanismes comme le recommandent les auteurs du Rapport final de la Commission d'examen sur la fiscalité québécoise (Commission d'examen sur la fiscalité québécoise, 2015). Les résultats de ce travail permettront certainement d'éclairer le débat quant à l'effet de ces deux mesures fiscales sur le bien-être des familles québécoises.

5. Annexes

Figure 5. Évolution des dépenses totales de santé per capita (Dollars constants 1997)

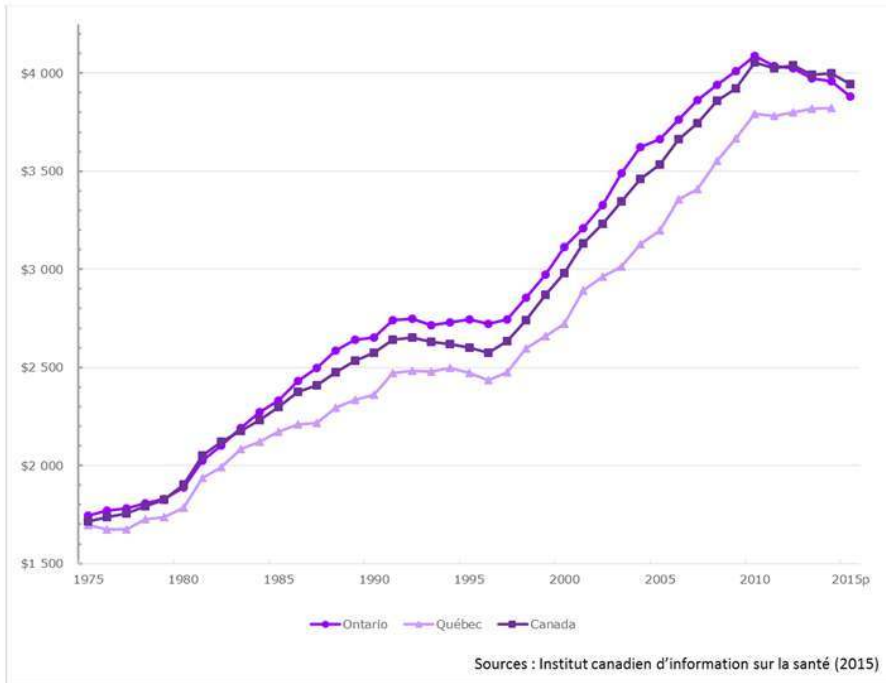


Tableau 8. Seuil de faible revenu d'après la MPC pour un adulte et par agglomération (en \$ 2012)

	Seuil de faible revenu
Région rurale	15 228,37
Moins de 30 000	15 750,30
30 000 - 99 999	14 835,88
100 000 - 499 999	15 228,38
500 000 et plus	16 003,90

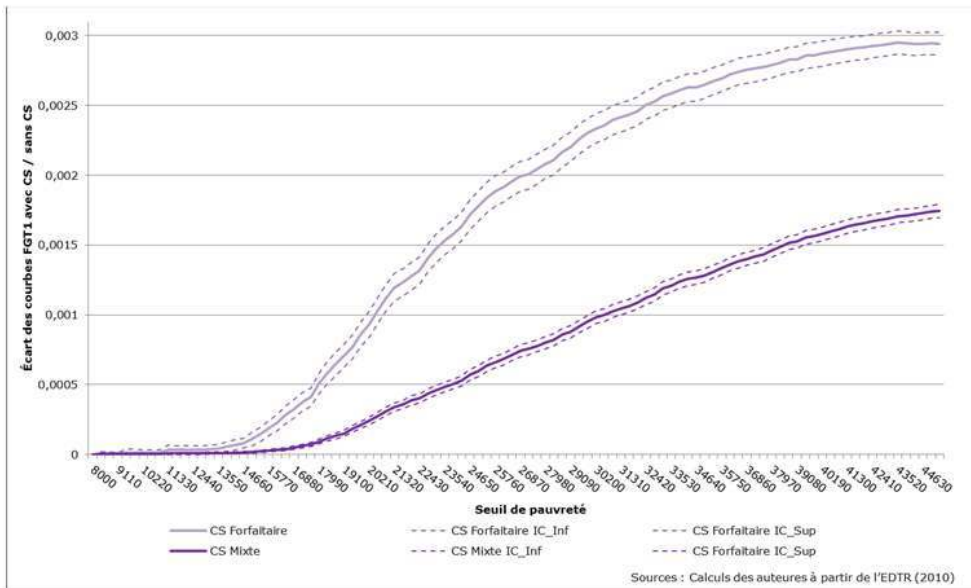
Source : Auteures à partir CEPE (2012)

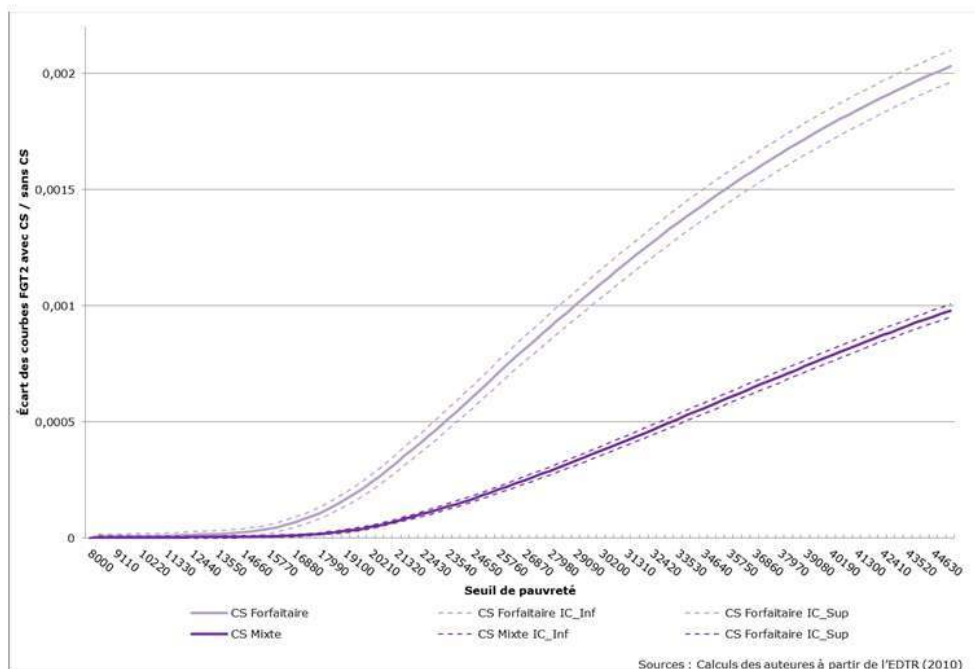
Tableau 9. Part (%) de la CS dans les taxes et impôts totaux

	Forfaitaire	Mixte
Taxes et impôts fédéral	42,45 %	43,72 %
Taxes et impôts provincial	46,10 %	46,66 %
CS	11,45 %	9,62 %
TOTAL	100,00 %	100,00 %

Source : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010)

Figure 6. Différences dans les FGT1 et FGT2 avec et sans CS





Remerciements

Les auteures remercient les évaluateurs qui grâce à leurs commentaires et suggestions ont contribué à l'amélioration de cet article. Merci également à Frédéric Savard chercheur au Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion sociale (CEPE), centre de recherche rattaché au Ministère de l'Emploi et de la Solidarité sociale du Québec ainsi qu'à Luc Savard professeur et chercheur du GRÉDI, département d'économique de l'Université de Sherbrooke pour leurs précieux commentaires.

BIBLIOGRAPHIE

- Bibi, Sami et Jean-Yves Duclos (2009)., L'effet des taxes et des transferts sur la pauvreté au Québec et au Canada, *Cahiers de recherche* # 0924, CIRPEE, Québec.
- Centre des organismes communautaires, « La Taxe de santé : inéquitable », Blog en ligne, 2012. Disponible à partir de <http://coco-net.org/wp-content/uploads/2012/08/Health-Flier-Bilingual.pdf>.
- Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion (2009). Avis - Prendre la mesure de la pauvreté, Proposition d'indicateurs de pauvreté, d'inégalités et d'exclusion sociale afin de mesurer les progrès réalisés au Québec, CEPE, Québec.
- Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion (2012). La pauvreté, les inégalités et l'exclusion sociale au Québec : État de situation 2012, CEPE, Québec.

Clavet, Nicolas-James, Jean-Yves Duclos, Bernard Fortin, Steeve Marchand et Pierre-Carl Michaud (2013). Les dépenses en santé du gouvernement du Québec, 2013-2030 : projections et déterminants, Rapport technique, CIRANO, 2013.

Commission d'examen sur la fiscalité québécoise (2015). Rapport final de la Commission d'examen sur la fiscalité québécoise : Se tourner vers l'Avenir du Québec, Rapport, Gouvernement du Québec, 2015.

Finances et Économie du Québec (2012). Le remplacement de la contribution santé : 3,1 millions de contribuables paieront moins, Communiqués - cabinet du ministre, Gouvernement du Québec.

Fréchet, Guy, Pierre Lanctôt, Alexandre Morin et Frédéric Savard (2010). Échelles d'équivalence : une validation empirique, Cahiers de recherche, Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion, Québec.

Gajdos, Thibault (2001). Les fondements axiomatiques de la mesure des inégalités, *Revue d'économie politique*, vol. 111, n° 5, pp. 683-719.

Girard, Michel (2012). La régressive taxe santé, *La Presse*. Disponible à partir de <http://affaires.lapresse.ca/opinions/chroniques/michel-girard/201206/15/01-la-regressive-taxe-sante.php.4535438>

Gouvernement du Québec (2002). Loi visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale, Projet de loi.

Gouvernement du Québec (2014). Le Québec, chiffres en main.

Gouvernement du Québec (2012). Budget de dépenses 2012-2013 - Volume IV, d021, Conseil du trésor du Québec.

Hatfield, Michael, Burton Gustajtis et Wendy Pyper (2010). First Comprehensive Review of the Market Basket Measure of Low Income : Final Report, Human Resources and Skills Development Canada.

Institut canadien d'information sur la santé (2015). Tendances des dépenses nationales de santé, 1975 à 2015, Rapport annuel, Institut canadien d'information sur la santé - Ottawa.

Jeffrey, Josée (2013). La contribution santé revue et corrigée, Chronique, Institut québécois de planification financière - IQPF.

Kakwani, Nanak C. (1977). Measurement of tax progressivity: an international comparison, *The Economic Journal*, vol. 87, n° 345, pp. 71-80.

Labrie, Vivian (2012). La contribution santé et la transformation des finances publiques - De l'injustice fabriquée, *Le Devoir*, Disponible à partir de <http://www.ledevoir.com/societe/sante/356551/de-l-injustice-fabriquee>.

Legendre, François, Florence Thibault et Jean-Paul Lorgnet (2001). Les modèles socio-économiques de microsimulation : Panorama et état des lieux pour la France, *Recherches et prévisions*, vol. 66, n° 1, pp. 11-31.

Makdissi, Paul, Yves Groleau (2002). Que pouvons-nous apprendre des profils de pauvreté canadiens ? , *L'Actualité économique*, vol. 78, n° 2, pp. 257-286.

Portail Québec (2012). Maintien de la taxe santé : Québec solidaire déplore la volte-face du gouvernement, *Actualité gouvernementale - Fil de Presse* Disponible à partir de <http://communiqués.gouv.qc.ca/gouvqc/communiqués/GPQF/Octobre2012/10/c5846.html>.

Ravallion, Martin (1994). *Poverty comparisons*, vol. 56, Taylor & Francis, 1994.

Ravallion, Martin et Shaohua Chen (2003). Measuring pro-poor growth, *Economics Letters*, vol. 78, n° 1, pp. 93-99.

Tremblay, Gabriel (2010). La Contribution générale pour la santé : Une prime d'assurance pour la santé dans le Budget du Québec, *Économie de la santé au Québec*, disponible à partir de <http://economiesante.com/2010/04/05/la-contribution-generale-pour-la-sante-une-prime-d-assurance-pour-la-sante-dans-le-budget-du-quebec/>.

NOTES

1. Nous verrons ultérieurement que le montant des recettes perçues par le gouvernement avec cette mesure révisée sera inférieur et que le gouvernement a mis en place d'autres mesures fiscales pour compenser le manque à gagner.
2. Notons que cinq seuils ont été établis en fonction de la taille de l'agglomération afin de tenir compte des différences de coûts et de besoins entre les zones géographiques. Le Tableau 8 en annexe présente les seuils utilisés.
3. Les dépenses non discrétionnaires se composent des dépenses de soin des enfants, des dépenses médicales, de la contribution à un plan de pension enregistré, de la contribution à l'assurance emploi, de la contribution aux plans de pension publics (Québec et Canada), des cotisations syndicales et des pensions alimentaires versées.
4. Une fois pondéré, notre échantillon compte 6,41 millions de personnes âgées de 18 ans et plus ce qui est conforme aux statistiques produites par l'Institut de la statistique du Québec (ISQ) soit 6,45 millions (Gouvernement du Québec, 2014).
5. Ce choix est fait conformément aux caractéristiques ciblées dans les documents publiés par le CEPE depuis l'Avis au ministre (CEPE, 2009).
6. La première est celle de concentration signifiant que l'indice de pauvreté sera invariant à la distribution de revenu des individus situés au-dessus du seuil de pauvreté. Ensuite, celle d'anonymat suppose que toute caractéristique individuelle autre que le revenu n'influence pas la mesure de la pauvreté. Les deux dernières propriétés seront nécessaires pour analyser la pauvreté selon certaines caractéristiques individuelles et familiales. Il s'agit d'abord de la consistance des sous-groupes telle que si l'on divise la population en différents sous-groupes, et que la pauvreté d'un sous-groupe augmente, alors la pauvreté agrégée augmentera aussi. Finalement, l'axiome de décomposabilité permet de diviser la mesure de pauvreté agrégée en mesures par sous-groupe de manière à ce que la mesure agrégée d'un indice satisfaisant cet axiome est équivalente à la moyenne des mesures de pauvreté des sous-groupes, pondérée par leur taille respective (Bibi et Duclos, 2009).
7. Les indices de profondeur et de sévérité respectent un axiome supplémentaire, celui de la monotonie, rendant les mesures sensibles aux variations de revenu des individus sous le seuil de pauvreté.
8. Les axiomes d'anonymat, de normalisation et d'invariance relative sont respectés avec l'indice de Gini (Gadjos, 2001 ; Bibi et Duclos, 2009). L'axiome de normalisation implique que l'indice d'inégalité prend la valeur de 0 lorsque tous les individus ont le même revenu. L'axiome d'invariance relative implique que si l'on multiplie tous les revenus d'une distribution par une même constante, alors l'indice sera invariant.
9. Nos résultats sont semblables à ceux obtenus par le CEPE (2012). Les faibles écarts viennent du changement de base (Base 2008 pour le CEPE (2012) et 2012 dans notre cas). De plus, notre échantillon ne concerne que les personnes âgées de 18 ans et plus alors que la population entière est considérée dans CEPE (2012)

10. Précisons que pour compenser la perte en termes de recettes anticipées avec la contribution mixte (environ 30 % des recettes), la table d'impôt des particuliers s'est vue dotée d'un quatrième palier visant la tranche de revenu imposable supérieur à 100 000 \$ qui se verra désormais appliquer un taux de 25,75 %. Étant donné que cette mesure ne touche que les individus ayant des revenus élevés (haut de la distribution) et que notre objectif est de regarder principalement l'impact sur la pauvreté (bas de la distribution), nous n'avons pas modélisé cette mesure compensatrice. Dans les faits, elle devrait venir réduire les inégalités sans affecter la pauvreté.

11. Notons que dans l'article, nous référons à la significativité statistique obtenue à partir de test d'hypothèse linéaire et de la statistique de Wald dans l'ensemble de l'article.

12. Rappelons que cet effet sur les inégalités est conservateur et sera amplifié avec la prise en considération de la nouvelle tranche d'imposition pour les revenus pour les individus ayant un revenu imposable supérieur à 100 000 \$.

13. Cet indice est obtenu en faisant la différence entre l'indice de concentration obtenu après l'imposition de la CS et l'indice de Gini évalué à partir du revenu selon la MPC sans la CS.

14. Cf. <http://nicolasmarcheau.deputes.pq.org/nouvelle/le-remplacement-de-la-contribution-sante-31-millions-de-contribuables-paieront-moins>

RÉSUMÉS

Objet de controverse depuis sa création en juillet 2010, la contribution santé forfaitaire a été mise en place afin de permettre au Gouvernement du Québec de recueillir des fonds supplémentaires devant être injectés dans le secteur de la santé. Face aux réactions observées au sein de la population québécoise, dénonçant le fait que cette mesure contrevenait au respect de la Loi 112 visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale, le gouvernement élu en 2012 a modifié cette contribution santé, la rendant plus progressive. Dans cet article, nous analysons et comparons l'impact de la contribution santé sous ses deux formes, sur le bien-être des ménages québécois. Nous confirmons que la contribution santé de type forfaitaire augmente la pauvreté. De plus, cet effet négatif est plus important pour les groupes initialement plus pauvres. Finalement, la contribution santé de 200 \$ vient accroître comme nous nous y attendions de par sa nature, les inégalités intragroupes. Nous concluons aussi que la version révisée de la contribution santé est effectivement progressive, laissant l'incidence de la pauvreté inchangée et réduisant les inégalités. Ainsi, cette version révisée respecterait la Loi 112.

The lump-sum health contribution was established in July 2010 by the *gouvernement du Québec*. The objective of the contribution was to collect additional funding to be injected in the health sector. However the fact that this measure violated the Law 112 aiming to fight poverty and social exclusion generated strong reactions and opposition in the population of Quebec. Consequently the government elected in 2012 decided to modify the structure of the health contribution to make it more progressive. In this article, we analyze and compare the effect of the two health contribution versions on the wellbeing of Quebec households. We confirm that the lump-sum health contribution increases poverty. Furthermore this negative effect is stronger for the initially poorer subpopulations. Finally, as expected from its structure, the \$ 200 contribution increases intragroup inequalities. We also conclude that the revised version of the health contribution is more progressive as it does not affect the incidence of poverty and decreases inequalities. This revised health contribution thus respects the Law 112.

INDEX

Mots-clés : bien-être, Québec, santé, taxation

Keywords : health, Quebec, taxation, welfare