

GREDI

Groupe de Recherche en Économie
et Développement International



Cahier de Recherche / Working Paper
13-06

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

Dorothée Boccanfuso & Marie-Eve Yergeau



UNIVERSITÉ DE
SHERBROOKE

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

Dorothée Boccanfuso* — Marie-Eve Yergeau**

* *GREDI - Département d'économique - Faculté d'administration - Université de Sherbrooke - Courriel : dorothee.boccanfuso@usherbrooke.ca*

** *GREDI - Département d'économique - Faculté d'administration - Université de Sherbrooke - Courriel : marie-eve.yergeau@usherbrooke.ca*

RÉSUMÉ. En juillet 2010, une 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. Étant donné les nombreuses 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, dans ses deux formes, sur le bien-être des ménages québécois. Nous confirmons que la contribution santé de type forfaitaire augmente la pauvreté. Cet effet négatif se révèle être d'autant plus fort que les groupes sont initialement plus pauvres. Finalement, la contribution santé de 200\$ vient accroître comme nous nous y attendons de part 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. Seules la profondeur et la sévérité de la pauvreté sont négativement affectées. Toutefois, l'impact se révèle être marginal lorsque significatif. Ainsi, cette version révisée respecterait la Loi 112.

MOTS-CLÉS : Pauvreté, Inégalité, Santé, Québec

Codes JEL : Ajouter Code JEL

1. Introduction

Au Québec, le secteur de la santé constitue le poste de dépenses gouvernementales le plus important. En effet, 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 constituait le 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. 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 a 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.

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 part 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). Aussi, le nouveau gouvernement élu en septembre 2012, a décidé de maintenir la contribution santé mais dans une version révisée. Ainsi la contribution santé ne sera payée qu'au delà d'un certain seuil comme dans sa version initiale. 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 Marois 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\$. Cette contribution santé révisée se veut ainsi plus progressive.¹ 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).

Cette étude vise dans un premier temps à 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 quels sont les groupes les plus tou-

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.

chés. Nous vérifierons ensuite, si la solution proposée par le gouvernement Marois est effectivement plus progressive. Nous comparerons les effets de cette mesure sur les groupes vulnérables. 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. 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. Cet article est divisé en cinq principales sections. Après avoir rappeler quelques éléments méthodologiques quant à l'analyse de pauvreté et d'inégalité au Québec, nous présenterons certaines statistiques descriptives de notre échantillon. Ensuite, nous analyserons l'effet de la contribution santé sur la pauvreté de manière générale mais aussi selon certaines caractéristiques individuelles et familiales. Finalement, nous terminerons par une analyse de l'inégalité, en considérant toujours certaines de ces caractéristiques. Différents indices et outils seront utilisés de manière à dresser un bilan précis de l'effet de la contribution santé sur le bien-être des québécois. Nous conclurons enfin en énonçant les principaux impacts de la contribution santé sur la pauvreté et l'inégalité au Québec.

2. Pauvreté et inégalité au Québec en 2012 sans la contribution santé

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

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. De plus, 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

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.

différentes ont des besoins différents. En effet, si l'on accepte l'idée que 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, alors utiliser le 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. 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 16 ans et plus. Précisons enfin, que toutes les données monétaires sont exprimées en \$ 2012.

La population québécoise est composée à 49,64% d'hommes et à 50,36% de femmes âgés de 16 ans et plus, dont le revenu disponible moyen selon la MPC est respectivement de 36 291\$ et 35 646\$ (Cf. Tableau 1). Au niveau du groupe d'âge, les individus appartenant à la catégorie des 41-65 ans représentent 43,44% de la population alors que les 19-40 ans représentent 35,49% de la population québécoise. De plus, près de 20% est âgée de plus de 65 ans. Ce groupe est également celui ayant le revenu disponible moyen à la mesure du panier de consommation (MPC) le plus faible (31 775\$), 20,7% inférieur à celui des québécois âgés entre 41 et 65 ans. Finalement, nous observons que 56,98% de la population âgée de plus de 16 ans vit dans des villes de plus de 500 000 habitants avec un revenu disponible moyen à MPC de 37 340\$. C'est dans les régions métropolitaines de recensement (RMR) et agglomérations de recensement (AR) de moins de 30 000 habitants (7,6% de la population) que le revenu moyen est le plus faible avec 31 629\$.

Les profils de pauvreté et d'inégalité pour le Québec pour 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 satisfaisant un ensemble de propriétés souhaitées³. Les indices d'incidence (FGT_0), de profondeur⁴ (FGT_1) et de sévérité

3. La première est celle de concentration qui dit que l'indice de pauvreté sera invariant à la distribution de revenu des individus situés au-dessus du seuil de pauvreté. L'axiome 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 de la consistance des sous-groupes tel 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).

4. Cet indice respecte un axiome supplémentaire, celui de la monotonie, rendant la mesure sensible aux variations de revenu des individus sous le seuil de pauvreté.

Tableau 1. Statistiques descriptives

		Proportion	Revenu moyen selon MPC (eq. adulte)
	Québec	100%	\$35 966
Taille ajustée de la région de résidence	Régions rurales à l'extérieures des AR et RMR	14,79%	\$33 112
	AR : 0 à 29 999	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	16-18	1,47%	\$39 256
	19-25	11,05%	\$37 337
	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).

(FGT_2) sont utilisés pour l'analyse de pauvreté. 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 souhaitées⁵. Le tableau 2 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%). Toutefois, cet écart se révèle être statistiquement non significatif. Alors que les agglomérations de recensement (AR) de 30 000 à 100 000 habitants ont le taux de faible revenu le plus faible (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%, suivies de près

5. Les axiomes d'anonymat, de normalisation et d'invariance relative sont respectés avec l'indice de Gini (Gajdos, 2001 ; Bibi et Duclos, 2009).

par les agglomérations de recensement de moins de 30 000 habitants (10,83%) et les grandes villes du Québec (500 000 habitants et plus) (10,23%). Enfin, nous constatons que les personnes seules (25,61%), les familles monoparentales avec un enfant (21,81%) ou plusieurs enfants (18,30%) 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 (respectivement 5,20%, 5% avec un enfant et 3,21% avec plus d'un enfant). Les personnes âgées de plus de 65 ans ont le taux de faible revenu le plus faible de la province (6,64%) alors que le taux de faible revenu des 26-40 ans dépasse légèrement les 11%, suivis de près des 41-65 ans (10,66%).

En ce qui concerne l'inégalité, les femmes ont un indice de Gini légèrement (mais tou-

Tableau 2. Pauvreté et inégalité au Québec sans la contribution santé

	FGT0	FGT1	FGT2	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 : 16-18 ans	5,32%	2,78%	1,84%	0,276
Age : 19-25 ans	10,26%	4,05%	2,54%	0,299
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).

jours non significativement) plus faible que celui des hommes (respectivement 0,287 et 0,291). C'est dans les plus petites agglomérations de recensement (- de 30 000 habitants) que l'inégalité est la plus faible (0,256) alors que le coefficient de Gini est de 0,306 dans les RMR de 100 000 à 499 999 habitants. L'inégalité à Montréal se rapproche de l'inégalité provinciale avec un indice de Gini égal à 0,295. Finalement, les familles économiques composées de personnes seules connaissent une inégalité plus forte que les autres groupes (0,325) alors que les familles monoparentales sont celles dans lesquelles l'inégalité est la plus faible (respectivement de 0,262 et 0,244 avec un

ou plusieurs enfants à charge). Les groupes des jeunes adultes (19-25 ans) et des 41-65 ans ressortent comme étant les plus inégalitaires (respectivement 0,299 et 0,294). Les adultes québécois âgés entre 26 et 40 sont dans le groupe le moins inégalitaire avec un indice de Gini de 0,268.

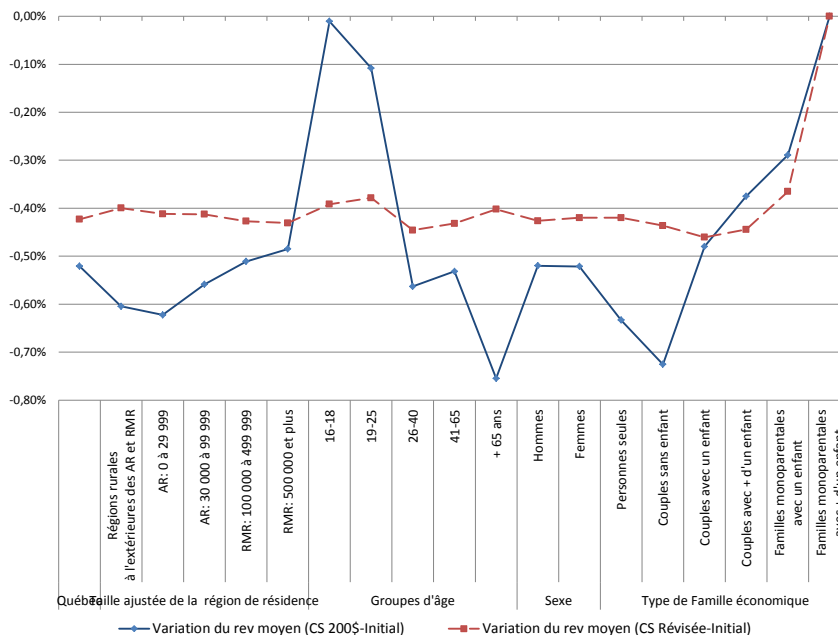
Dans la section suivante, nous mesurons et comparons les effets que les deux propositions de contribution santé ont sur ces mêmes indices de pauvreté et d'inégalité. Notre analyse se concentrera sur certains groupes plus vulnérables que nous venons d'identifier. Nous serons alors en mesure de conclure 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

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 Marois sous une forme dite progressive, nous avons analysé l'impact de ces deux "taxes" sur le bien-être des québécois. 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, baissent n'excédant toutefois pas 1%. Les effets pour chaque groupe, bien que faibles diffèrent. En effet, la contribution santé équivalente à un 200\$ forfaitaire affectent différemment les groupes de ménages. Ainsi, les ménages dirigés par une personne âgée de plus de 65 ans ou les couples avec un enfant connaîtront les baisses les plus marquées alors que les ménages dirigés par une personne âgée entre 16 et 18 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 révisée 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%.

Nous avons ensuite regardé quelles étaient les parts de la population québécoise affectée par cette contribution santé ainsi que les changements observés dans la distribution des quintiles avant et après la mise en place de la contribution santé (Cf. Tableau 3).

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



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

Dans sa version initiale, 3/4 des québécois sont payeurs de la contribution santé (75,23%) alors que 63,08% payent la nouvelle taxe. Soulignons que 14,16 points de pourcentage des payeurs de la CS dans sa version initiale sont non payeurs dans la version révisée alors que seulement 2,01 points de pourcentage paient la CS révisée alors que dans la version initiale, ils en étaient exempts.⁶. 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 initiale est appliquée alors que les quintiles 4 et 5 sont les moins touchés. Avec la nouvelle version 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

6. Précisons que pour compenser la perte en terme de recettes que le gouvernement péquiste anticipe avec la contribution révisée (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 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.

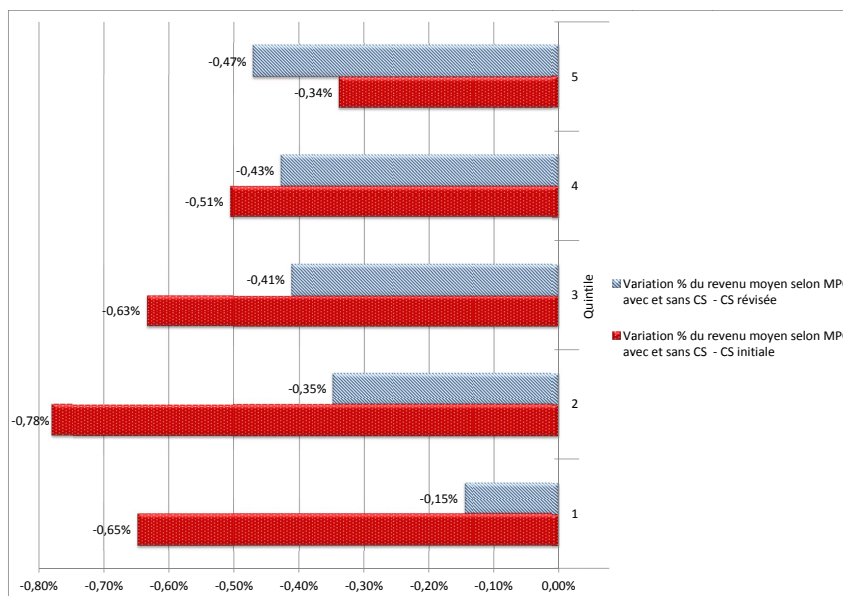
Tableau 3. Proportions de payeurs de la CS

		CS - version révisée		
		Non payeurs	Payeurs	Total
CS - version initiale	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).

les quintiles du haut de la distribution qui sont les plus affectés par cette mesure fiscale.

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



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

Tableau 4. *Impact de la CS sur les quintiles de la population québécoise - Version initiale*

		Quintiles après la CS - Version initiale					Total
		1	2	3	4	5	
Quintiles sans CS	1	98,97	1,03	0,00	0,00	0,00	100
	2	1,22	97,83	0,95	0,00	0,00	100
	3	0,00	0,93	98,83	0,23	0,00	100
	4	0,00	0,00	0,16	99,76	0,08	100
	5	0,00	0,00	0,00	0,08	99,92	100

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

Le tableau 4 montre que les mouvements entre les quintiles avant et après la mise en place de la contribution santé sont plus importants dans les premiers quintiles (1, 2 et 3) que dans les quintiles du haut de la distribution des revenus. Les déplacements inter-quintiles vont dans les deux sens. En effet, du fait de l'existence d'un seuil d'exemption de la contribution santé, nous constatons que 1,03% des individus qui étaient initialement dans le premier quintile, se retrouvent dans le deuxième quintile après la prise en considération de la taxe. Ceci s'explique par le fait que ceux qui sont exemptés de la contribution ont un revenu selon la MPC relativement plus élevés que ceux dont le revenu net du ménage se trouve légèrement au-dessus du seuil d'exemption. De la même manière, 0,95% des québécois passent du deuxième au troisième quintile. Cette proportion de personnes qui passent dans un quintile supérieur s'atténue logiquement, à mesure que nous progressons dans la distribution. Nous observons également que 1,22% des individus connaissent une détérioration de leur situation passant du 2nd quintile au premier avec l'application de la contribution. Ici encore, nous observons une diminution de la part des individus passant dans le quintile inférieur à mesure que nous progressons dans la distribution.

Tableau 5. *Impact de la CS sur les quintiles de la population québécoise - Version révisée*

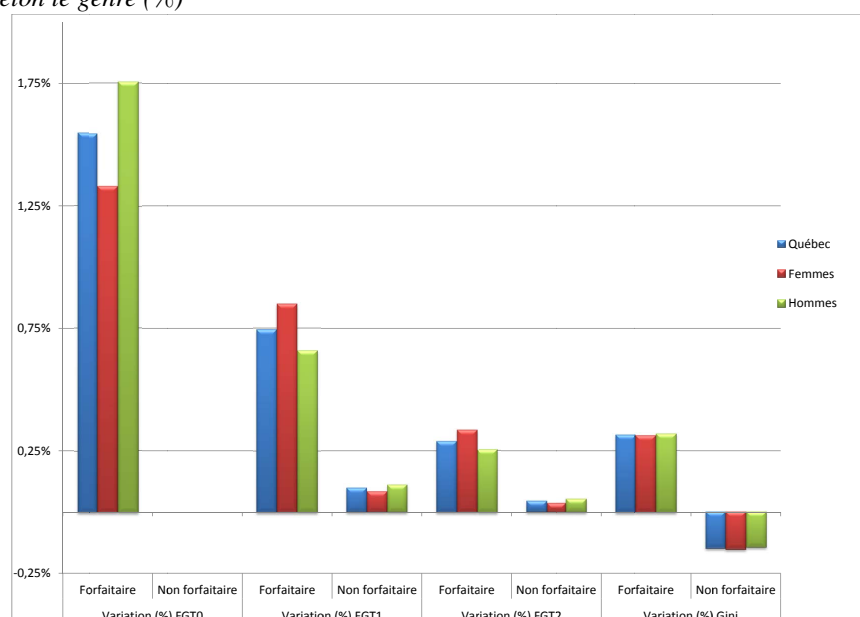
		Quintiles après la CS - Version révisée					Total
		1	2	3	4	5	
Quintiles sans CS	1	99,98	0,02	0,00	0,00	0,00	100
	2	0,13	99,51	0,36	0,00	0,00	100
	3	0,00	0,28	99,60	0,12	0,00	100
	4	0,00	0,00	0,00	100,00	0,00	100
	5	0,00	0,00	0,00	0,02	99,98	100

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

La situation est différente avec la version révisée de la contribution santé (Cf. Tableau 5). Les mouvements inter-quintiles se révèlent être beaucoup plus faibles. En effet, 0,02% des individus passent du premier au deuxième quintile et seulement 0,13%

connaissent une détérioration passant du deuxième quintile au premier (1,22% avec la version initiale de la CS).

Figure 3. Impact de la contribution santé sur la pauvreté et l'inégalité au Québec et selon le genre (%)



Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010). Variations significatives à 95%.

Nous pouvons regarder à présent l'impact de cette contribution santé dans ses deux versions, sur la pauvreté et l'inégalité au Québec. La figure 3 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 (forfaitaire et non forfaitaire). Le premier constat est que la forme initiale de la contribution santé a des effets négatifs et significatifs sur la pauvreté et les inégalité. En effet, le nombre de personnes pauvres au Québec augmente de 1,55% lorsque le gouvernement impose un montant forfaitaire de 200\$ lorsque leur 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.⁷ Nous constatons que la profondeur et la sévérité de la pauvreté augmentent également 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

7. Toutefois, l'écart de variation entre les hommes et les femmes n'est pas significatif.

sa version initiale, conformément aux perceptions de certains, détériore le bien-être des québécois et ne respecte donc pas la *Loi 112* visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale.

Lorsque l'exercice est répliqué avec la contribution santé révisée, nous observons que l'effet sur la pauvreté (incidence) est nul. La sévérité et la profondeur augmentent faiblement mais significativement et contrairement à la version initiale de la contribution santé, les femmes seraient légèrement moins affectées que les hommes. Finalement, nous constatons que cette contribution santé proposée par le gouvernement Marois, vient réduire faiblement mais significativement les inégalités de 0,15%⁸.

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 2). Pour les autres régions, les effets se révèlent non significatifs lorsque cette taxation est appliquée. Finalement, nous observons que la forme révisée de la contribution santé a un effet nul sur l'incidence de la pauvreté quelque 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. Seules les agglomérations de recensement de 30 000 à 99 999 habitants sont épargnées dans le cas de la version révisée de la contribution santé. Soulignons cependant que l'effet négatifs observés pour les autres régions sont plus faibles dans le cas de la nouvelle CS que dans sa version initiale. Par ailleurs, les régions les plus pauvres seraient moins affectées avec la CS révisée alors que dans le cas de la CS initiale, nous observons l'inverse. 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 nouvelle forme de la contribution santé a un effet faiblement positif mais significatif quelque soit les régions (entre 0,13 et 0,18% de baisse pour l'indice de Gini). D'un point de vu géographique, il ressort donc que la nouvelle forme de la contribution santé 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 initialement proposée.

Regardons à présent comment les différents types de ménage subissent la mise en place le contribution santé. Le tableau 7 montre clairement qu'à l'exception du groupe des personnes seules, le taux de faible revenu selon la MPC reste inchangé quelque soit la forme de la contribution santé appliquée. Rappelons nous toutefois, que les personnes seules étaient celles dont le taux de revenu était le plus élevé dépassant les 25% de pauvreté (Cf. tableau 2). 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 révisée. Il est intéressant de

8. Rappelons que cet effet sur les inégalités 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\$.

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

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

Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010). En *italique* : significatif au moins à 90%

constater que pour les groupes de ménage 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, ne semble pas avoir d'effet significatifs et ce quelque soit la dimension de la pauvreté (incidence, profondeur et sévérité). Ce résultat est intéressant car les familles monoparentales sont une catégorie de ménages reconnue comme étant vulnérables et ciblés par le gouvernement du Québec dans ses politiques de lutte contre la pauvreté. Sous cet angle, le gouvernement respecte la *Loi 112* pour cette catégorie de ménage. La seule différence notable entre les deux formes de contribution réside dans l'effet sur l'inégalité dans le groupe des ménages monoparentaux ayant un seul enfant. La contribution révisée vient réduire faiblement mais significativement l'inégalité dans ce groupe (-0,16%). Des variations similaires sont observées pour les autres groupes avec la contribution santé révisée, alors qu'à l'exception des familles monoparentales, la CS forfaitaire a un effet aggravant sur les inégalités des autres types de ménage. Notons que l'analyse effectuée jusqu'à présent est tributaire du seuil de faible revenu choisi. L'approche en dominance stochastique teste la robustesse des résultats relativement au seuil choisi. Elle permet de vérifier si la relation entre deux distributions de mesures de pauvreté tient sur un certain intervalle de seuils de pauvreté (Makdissi et Groleau, 2002). Pour ce faire, nous calculons la valeur de l'indice de pauvreté pour différents seuils de pauvreté, avant et après la contribution, ce qui permet d'obtenir deux distributions de mesures de pauvreté et d'en tracer les courbes. La différence entre ces distributions détermine si l'une est dominante en termes de bien-être, c'est-à-dire si la pauvreté est strictement inférieure pour l'une des distributions de mesures, quelque soit le seuil. Pour l'ensemble des seuils compris entre 8 000\$ et 45 000\$, les différences entre les distributions sont positives, ce qui signifie que l'incidence de la pauvreté après la mise en place de la contribution est supérieure à celle sans contribution pour

Tableau 7. Impact de la contribution santé sur la pauvreté et l'inégalité selon la zone d'habitation (%)

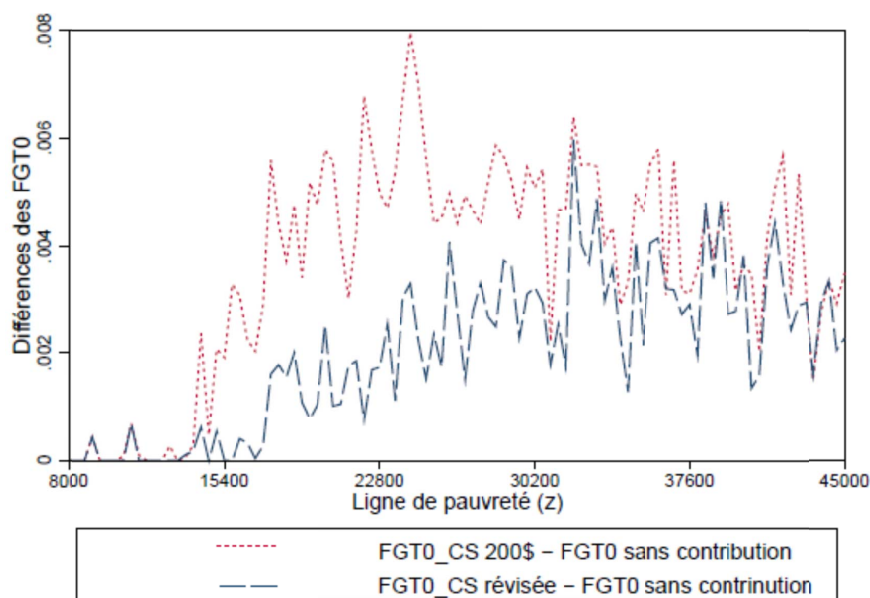
		$\Delta\%$	$\Delta\%$	$\Delta\%$	$\Delta\%$
		FGT0	FGT1	FGT2	Gini
Personnes seules	Forfaitaire	<i>2,91</i>	<i>0,74</i>	<i>0,26</i>	<i>0,24</i>
	Non forfaitaire	-	<i>0,04</i>	0,02	<i>-0,14</i>
Couples sans enfant	Forfaitaire	-	<i>0,84</i>	<i>0,65</i>	<i>0,60</i>
	Non forfaitaire	-	<i>0,13</i>	0,13	<i>-0,16</i>
Couples avec 1 enfant	Forfaitaire	-	<i>3,83</i>	<i>0,72</i>	<i>0,45</i>
	Non forfaitaire	-	<i>0,55</i>	0,12	<i>-0,13</i>
Couples avec + d'1 enfant	Forfaitaire	-	<i>1,70</i>	<i>1,00</i>	<i>0,37</i>
	Non forfaitaire	-	<i>0,46</i>	<i>0,22</i>	<i>-0,16</i>
Familles monopar. avec 1 enfant	Forfaitaire	-	0,02	0,01	-
	Non forfaitaire	-	0,01	-	<i>-0,16</i>
Familles monopar. avec + d'1 enfant	Forfaitaire	-	-	-	-
	Non forfaitaire	-	-	-	-

Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010). En *italique* : significatif au moins à 90%

un seuil compris dans cet intervalle et ce quelque soit la contribution santé. Ainsi, dans les deux cas, la distribution avec CS domine la distribution initiale en termes de bien-être⁹. La figure 4 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 proposée par le gouvernement libéral est appliquée. L'augmentation se révèle moins marquée lorsque la contribution révisée 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 quelque soit la contribution appliquée. Notons toutefois que puisque les seuils de faible revenus fonction de la taille de la région de résidence sont compris entre 14 000 et 16 000\$ exprimés en équivalent adulte, la version révisée de la contribution a un effet plus faible sur la mesure du panier de consommation pour les ménages autour du seuil de faible revenu. Nous obtenons des résultats similaires pour la profondeur et la sévérité 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).

9. Cependant, cette dominance doit être interprétée prudemment puisqu'elle n'est pas statistiquement significative aux seuils les plus faibles (Bibi et Duclos, 2009).

Figure 4. Différences dans les FGT₀ avec et sans CS

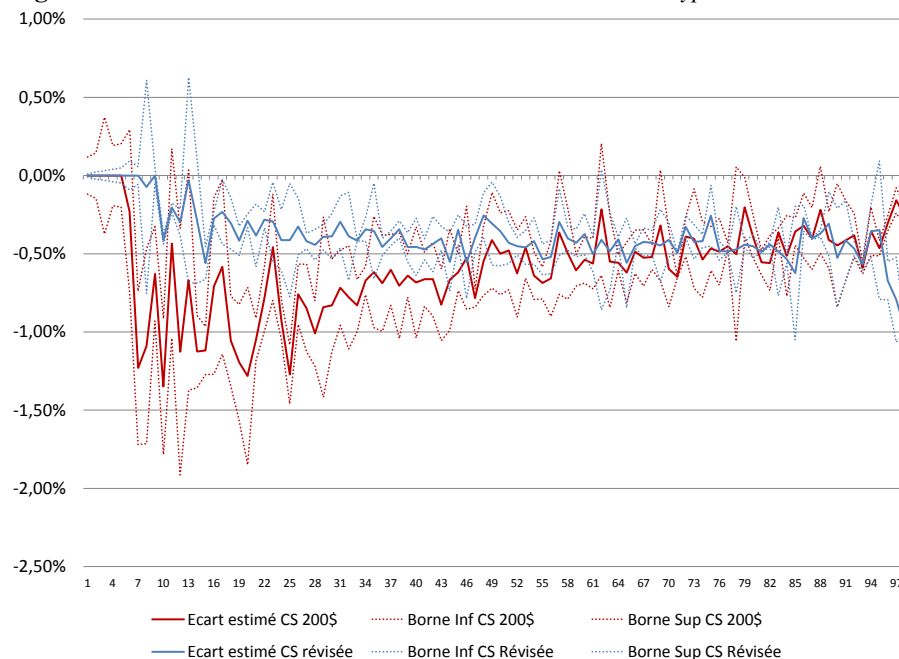


Sources : Calculs des auteures à partir de l'EDTR (2010).

Parmi l'ensemble des outils existant permettant d'analyser l'impact d'une politique fiscale sur le bien-être de la population, nous proposons la courbe d'incidence de la croissance (CIC) développé par Ravallion et Chen (2003), dérivée à partir des conditions de dominance stochastique de premier ordre. Elle permet notamment d'estimer la croissance pro-pauvre en termes relatifs en analysant sa pente et le signe de l'écart estimé. 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^{iem} percentile de la distribution. Sans surprise, les courbes d'incidence de la croissance obtenues avec les deux spécifications de la contribution santé se retrouve 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 payeur. Toutefois, ces courbes diffèrent quant à leur tendance. En effet, lorsque la contribution santé est de type forfaitaire (200\$), 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 5). Cette tendance positive de la CIC nous amène à conclure au caractère pro-riche de la contribution santé initiale. Autrement dit, les plus riches sont moins affectés par la mesure fiscale que les ménages plus

pauvres et payeurs.

Figure 5. Courbes d'incidence de la croissance avec les deux types de CS



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

Lorsque nous regardons l'effet de la mesure modifiée, cette tendance s'inverse légèrement, les ménages payeurs les plus pauvres semblent la subissent moins fortement. Finalement, nous observons un effet semblable sur les ménages situés au dessus du 50^{iem} percentile quelque soit la contribution santé appliquée par le gouvernement à l'exception des plus riches (ménages au-dessus du 95^{iem} percentile). Ceci vient donc corroborer les résultats présentés précédemment (Cf. Figure 2 par exemple).

4. Conclusion

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 part son caractère forfaitaire, cette mesure contrevenait au respect de la *Loi 112* visant à lutter contre la pauvreté et l'exclusion sociale, le gouvernement péquiste 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 intéressant d'analyser et de comparer l'impact de la contribution santé, dans ses deux formes, sur le bien-être des ménages québécois.

Nous avons montré que la version révisée réduisait le nombre de payeurs passant de 75,23% à 63,08% et que la proportion des ménages passant du deuxième quintile au premier était seulement de 0,02% avec la version révisée alors que 1,22% des ménages passaient dans le quintile le plus faible lorsque la contribution santé forfaitaire était appliquée. Comme nous nous y attendions, la pauvreté mesurée à l'aide de l'incidence, de la profondeur et de la sévérité s'est accrue à l'échelle provinciale lorsque les ménages ont un montant forfaitaire à payer tout comme l'inégalité. La version révisée 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 nouvelle contribution santé.

Des résultats similaires sont observés lorsque l'analyse est menée sur des groupes de ménage sélectionnés en fonction de leur zone d'habitation, l'âge du chef de ménage ou de sa situation familiale. Ajoutons de plus 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 révisée 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 révisée de la contribution santé n'a aucun effet en terme d'incidence de pauvreté quelque soit les groupes considérés.

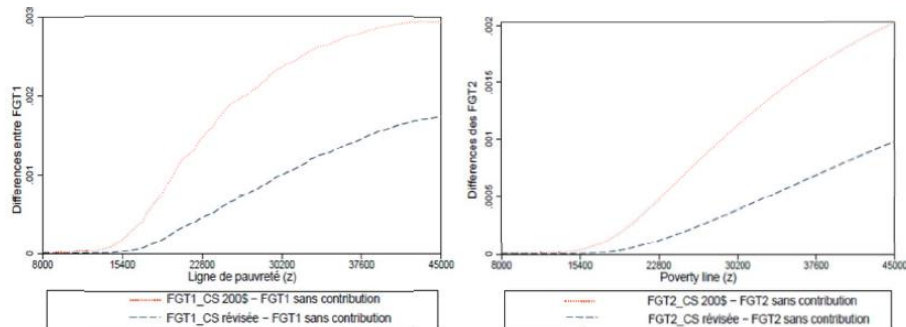
Les impacts sur l'inégalité s'opposent lorsque nous comparons les deux types de taxation. En effet, la nouvelle version de la contribution santé réduit les inégalités faiblement mais significativement alors que la CS forfaitaire augmentait les inégalités de plus d'1/4 de point de pourcentage à l'échelle de la province et au-delà pour certains groupes comme les ménages vivant en milieu rural ou les couples sans enfant.

Ainsi, comme l'avait avancé le Ministre Marceau¹⁰, la version révisée 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. On peut toutefois se demander si considérant la perception négative des ménages vis-à-vis de la contribution santé, il n'aurait pas été préférable de l'abolir et de choisir d'autres moyen de financer le secteur de la santé. 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.

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

5. Annexes

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



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

6. Bibliographie

- Bibi S., Duclos J.-Y., *L'effet des taxes et des transferts sur la pauvreté au Québec et au Canada*, Cahiers de recherche # 0924, CIRPEE, Québec, 2009.
- Centre des organismes communautaires, « La Taxe de santé : inéquitable », *Blog en ligne*, 2012. Available from <http://coco-net.org/wp-content/uploads/2012/08/Health-Flier-Bilingual.pdf>.
- Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion, *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, 2009.
- Fréchet G., Lancôt P., Morin A., Savard F., *Échelles d'équivalence : une validation empirique*, Cahiers de recherche, Centre d'étude sur la pauvreté et l'exclusion, Québec, 2010.
- Gajdos T., « Les fondements axiomatiques de la mesure des inégalités », *Revue d'économie politique*, vol. 111, n° 5, p. 683-719, 2001.
- Girard M., « La régressive taxe santé », *La Presse*, 2012. Available from <http://affaires.lapresse.ca/opinions/chroniques/michel-girard/201206/15/01-4535438-la-regressive-taxe-sante.php>.
- Gouvernement du Québec, *Budget de dépenses 2012-2013 - Volume IV*, d021, Conseil du trésor du Québec, 2012.
- Hatfield M., Gustajtis B., Pyper W., *First Comprehensive Review of the Market Basket Measure of Low Income : Final Report*, Human Resources and Skills Development Canada, 2010.
- Labrie V., « La contribution santé et la transformation des finances publiques - De l'injustice fabriquée », *Le Devoir*, 2012. <http://www.ledevoir.com/societe/sante/356551/de-l-injustice-fabriquee>.

- Legendre F., Thibault F., Lorgnet J.-P., « Les modèles socio-économiques de microsimulation [Panorama et état des lieux pour la France] », *Recherches et prévisions*, vol. 66, n° 1, p. 11-31, 2001.
- Makdissi P., Groleau Y., « Que pouvons-nous apprendre des profils de pauvreté canadiens ? », *L'Actualité économique*, vol. 78, n° 2, p. 257-286, 2002.
- Portail Québec, « Maintien de la taxe santé : Québec solidaire déplore la volte-face du gouvernement », *Actualité gouvernementale - Fil de Presse*, 2012. <http://communiqués.gouv.qc.ca/gouvqc/communiqués/GPQF/Octobre2012/10/c5846.html>.
- Ravallion M., Chen S., « Measuring pro-poor growth », *Economics Letters*, vol. 78, n° 1, p. 93-99, January, 2003.
- Tremblay G., « La « Contribution générale pour la santé » : Une prime d'assurance pour la santé dans le budget du Québec », *Économie de la santé au Québec*, 2010. <http://economiesante.com/2010/04/05/la-contribution-generale-pour-la-sante-une-prime-d-assurance-pour-la-sante-dans-le-budget-du-quebec/>.