

# TRAVAIL PRATIQUE 2

## ACTIVITÉ SYNTHÈSE

ECO5072

## Introduction

Les coûts engendrés par le système de santé est au cœur des problématiques auxquels font face les pays ayant un système de santé public généreux; un pourcentage important du PIB leur est consacré.

Comme nous l'indique Winkelmann, l'origine de ses coûts croissants peut être attribuable au vieillissement de la population et à l'investissement dans la technologie de pointe. Quoi qu'il en soit, les gouvernements ont intérêt à diminuer ces coûts, cela implique qu'ils doivent trouver un moyen efficace de faire des coupures sans pour autant affecter négativement la population. En 2004, Winkelmann a écrit un article qui s'est penché sur cette problématique. Dans cet article l'auteur analyse la réforme faite en Allemagne au courant de l'année 1997. Il veut trouver l'effet de l'augmentation du ticket modérateur, qui va jusqu'à 200% du prix original des médicaments, sur le nombre de visites chez le docteur parmi la population allemande assuré par le Social Health Insurance. Winkelmann a choisi cette méthode car il n'y a pas de moyen direct pour mesurer l'impact sur l'achat de médicaments.

En somme, cet article cherche à voir si le nombre de visite chez le médecin à changer après la réforme du ticket modérateur. Nous pouvons souligner trois points importants dans cette étude :

- Les tickets modérateurs ont un effet moins important sur les personnes ayant des maladies chroniques ou plus sérieuses.
- Cette étude permet de voir si les tickets modérateurs sont un moyen efficace de diminuer le coût du système de santé. Étant donné qu'ils ont effet fiscal direct, en réduisant la part de cofinancement par l'assureur (gouvernement).
- Réduit l'aléa moral ; les personnes doivent se rendre plus responsables de leur utilisation du système de santé (l'utiliser quand c'est seulement nécessaire). Elles ont intérêt à ne pas abuser du système étant donné que cela leur occasionne des frais additionnels.

Dans notre texte, nous avons également fait une analyse de la base de données de l'article de Winkelmann. À la lumière de nos résultats trouvés à travers nos statistiques descriptives, nous avons décidé d'analyser différents groupes, car on croit que notre échantillon a une population hétérogène. Donc, nous allons faire des régressions de base, et ajouter des variables de contrôle puis ensuite faire des régressions pour nos groupes. De plus, étant donné qu'on a des données panels, nous allons tester un modèle à effet fixe. Nous allons faire plusieurs régressions et quelques tests d'hypothèse pour en arriver à une conclusion.

Nous allons terminer notre texte en parlant de l'effet que cette réforme aurait si elle serait implantée au Québec. Nous allons conclure en essayant de répondre aux questions que nous nous sommes posés tout au long de ce texte.

### **Revue littéraire**

L'effet des tickets modérateurs durant la réforme de 1997 en Allemagne ont également fait l'objet d'une autre étude intéressante, mais qui vise à mesurer leur effet sur l'utilisation des centres de réhabilitation. Pour faire son analyse, l'auteur a utilisé des modèles DID, pour ainsi calculer l'effet causal des réformes (4) sur l'utilisation d'hospitalisation dans les centres de réhabilitation. L'étude de Ziebarth (2013) compare les quatre différentes mesures prises au cours de la réforme qui visent les centres de réhabilitation. Les deux premières réformes touchent les gens qui sont avec le MHI, tandis que les gens avec le PHI (assurance santé privée) n'ont pas été touchés (10% de la population). Sa conclusion est que doubler le ticket modérateur non seulement réduit l'utilisation des centres de réhabilitation mais aussi est la mesure la plus efficace – entre les quatre – pour contenir les coûts de santé. En fait, le ticket modérateur a rapporté des revenus additionnels de 435€ millions par année à l'assurance sociale. De plus, l'auteur a testé ses modèles pour voir si une diminution des traitements a un impact adverse sur la santé à court terme, sans n'y trouver aucune évidence.

L'étude de Krůtilová s'est fait en République tchèque, pays dont le nombre d'utilisation de soin de santé est élevé. Pour régler le nombre de visites on a instauré une réforme en 2008 qui doit permettre de diminuer la consommation de médicaments et l'utilisation des services ambulatoires et hospitaliers en augmentant leurs frais. Elle remarque que la demande est inélastique pour les demandes urgente et élastique pour les demandes moins urgentes. On conclut ici, que l'effet de la réforme dépend du genre de service et a surtout un effet sur les services dit de luxes. Aussi, le nombre de médicaments prescrits, le nombre prescriptions, et même le nombre de paquets par médicament prescrits ont diminué de 1/3 en 2008. Par contre, en 2009 ces chiffres ont légèrement augmenté. On constate que c'est surtout chez les personnes âgées qu'on a une tendance plus croissante. Pour conclure la réforme a plus eu un effet sur les services de luxe par rapport aux autres services puisse que après la fin de la réforme l'effet de hausse de consommation. On remarque que le fait d'augmenter les frais

Dans nos trois textes, on conclut que l'effet de la réforme par ticket modérateur ou l'augmentation des frais (Krůtilová), fait diminuer la demande de services médicaux superflus, on note donc que l'introduction du ticket modérateur fait diminuer l'aléa moral. Aussi, on note un parallèle avec l'article de Winkelmann, celui-ci conclu son texte en disant que la réforme de 1997 a affecté beaucoup plus les individus en santé, de son côté l'étude de Farbmacher révèle un effet plus fort sur les patients atteint de maladies mineures.

De plus, comme Winkelmann a conclu, Farbmacher trouve que la probabilité de visiter un médecin est en forme de U selon l'âge, et que les femmes sont plus propices à visiter un médecin que les hommes. De son côté, Krůtilová constate que les femmes ont une demande de consommation de médicaments et de services en soins de santé plus élevé par rapport aux hommes. Mais le paradoxe est que la réforme a plus touché les hommes qui ont une baisse plus profonde de demande.

Pour comparer avec ce qu'il se passe ailleurs, on peut se tourner vers l'article de Gerfin et Schellhorn (2006). Ceux-ci ont analysé l'effet des déductibles instaurés dans l'assurance santé, au cours de la réforme de 1996, sur les visites de médecin en Suisse. La Suisse, tout comme l'Allemagne, lutte contre la croissance des coûts dans le système de santé. Pour parvenir à leur conclusion, les auteurs ont prit un échantillon à partir de données du « Swiss Health Survey » en 2002 et employé des méthodes de limites non-paramétriques. Cette étude est intéressante car l'individu doit payer une prime plus élevé s'il veut plus de service et aussi doit payer un ticket modérateur de 10% quand le coût du traitement choisi dépasse le déductible choisi. Leurs résultats indiquent un effet causal négatif entre les déductibles

élevés et la probabilité d'aller chez le médecin. En estimant les limites entre les déductibles faibles et élevés qui sont sous-zéro, ils ont conclu qu'il y a un changement de comportement d'au moins -8% qui viendrait de l'aléa-moral. Comme dans nos articles précédents, ces méthodes réduisent l'aléa moral et diminuent les coûts de l'assureur. L'auteur souligne la corrélation négative entre le degré de cofinancement et l'utilisation du système de santé.

L'étude de Schmitz veut montrer l'impact des franchises et de revenu sur la demande du nombre de visites chez le médecin. Différents types de franchises font que les individus ont une variété de choix pour prendre leurs assurances. La couverture par une franchise étant nécessaire pour se mettre à l'abri des maladies précoces, l'étude a montré que ce sont les plus nantis qui vont plus chez les médecins conditionnellement à leurs besoins. Cependant en comparaison avec les moins nantis l'effet de l'assurance et les revenus ne sont pas corrélés. La réaction des moins nantis est causée par les co-paiements. De plus on conclue ici que l'effet de l'introduction des co -paiements ne pas avoir d'effet chez les plus riches car les assureurs augmentent les prix des franchises est haut. Aussi une utilisation d'un nombre excessif de demande des services de santé ne réduit pas grandement l'aléa moral, car les individus prennent les contrats d'assurance en fonction de leurs besoins. Pour conclure l'étude a montré que le nombre de visites ont diminué chez les individus qui ont une petite assurance (pauvres) par rapport au plus riches.

Dans ces deux articles, on fait référence aux franchises. On voit que les personnes ayant acquis des franchises plus petites, donc qui ont des déductibles plus élevés, diminuent leurs visites chez le médecin. Gerfin et Schellhorn soulignent également que les hommes ont tendance à prendre des déductibles plus élevés, ceci a du sens, étant donné qu'autant Farbmacher que Winkelmann ont conclu que les hommes ont tendance à moins aller chez le médecin. Pa contre, dans l'article de Schmitz, ont conclu que ce sont les gens avec moins de moyens financiers qui payent moins pour les franchises. Selon l'article de Gerfin et Schellhorn, l'effet du ticket modération fait diminuer les coûts de santé dû à la sélection mais aussi dû au changement de comportement des agents, c'est-à-dire dû à l'aléa moral. Donc, comme dans l'article de Winkelmann, ont un intérêt financier à moins utiliser le système de santé.

### **Cadre conceptuel- réforme**

En Allemagne 90% de la population adhère au Social Health Insurance (SHI) qui est financé par les travailleurs. Cette assurance permet aux allemands d'accéder aux soins de santé ainsi qu'à des médicaments qu'ils doivent cofinancer lors de l'achat. Face aux coûts croissant du système de santé, l'Allemagne a décidé d'instaurer une réforme à la mi- année en 1997. La réforme vise principalement à augmenter le ticket modérateur des médicaments, cependant on note quelques exceptions en raison de considérations sociales (foyer à revenu faible etc.). L'augmentation est fixe à 6DM, ce qui correspond à 200% d'augmentation pour les médicaments en petit format. Le pourcentage est plus faible pour les paquets moyens et grands.

Aussi, certains médicaments sont exclus de la liste, donc sont tombés entièrement aux frais des contribuables. On a établi des prix plafonds et établi un budget annuel pour les dépenses en médicaments. De plus, un budget a été aussi mis en place au près des cabinets de médecins. Toutes ces mesures sont dans le but de contenir les coûts du système de santé ou du moins diminuer sa croissance. En augmentant les frais médicaux on cherche aussi à responsabiliser l'individu, et donc diminuer l'aléa moral. Dans l'étude on a choisi de compter les nombre de visites par individu, car trouver les données associés à leur achat de médicaments n'était pas possible. Une autre raison pour ce choix est que les demandes de visites chez le médecin semblent être un complément des demandes de médicaments. Étant donné qu'il faut une prescription pour des médicaments et il faut aller chez le médecin pour avoir la prescription (ceux qui ne sont pas « over the counter »).

L'augmentation des prix devrait avoir un impact sur le comportement des individus. L'effet total devrait faire diminuer le nombre de visites chez le médecin, en moyenne. La réforme a durée peu de temps, de 1997 à 1998. En 1999 le gouvernement a diminué le ticket modérateur de 1DM à 3DM. Les données de 1999 ont été rajoutées à cette étude car il est intéressant de voir la différence entre ces deux réformes.

### **Données**

Pour être capable d'estimer l'effet de la réforme sur la population entière, on a besoin d'un échantillon de toute la population. C'est la raison pour laquelle cette étude empirique se fie au « German Socio-Economic Panel (GSOEP) ». Cette étude longitudinale, qui se produit à chaque année est riche en données socio-économiques. Certaines d'entre elles sont utiles car elles serviront de variables de contrôle. On

s'intéresse ici aux données entre 1995-1999. On tient compte de certaines caractéristiques individuelles qui pourraient affecter le nombre de visites chez le médecin; les variables de contrôle.

Les variables de contrôles sont choisis parmi trois catégories qu'on croit avoir une incidence sur la variable dépendante : la santé globale, la contrainte de budget, et les préférences. On n'a pas de mesures directes sur la santé, le GSOEP n'en donne pas, mais on se fie à trois choses. On a la perception de la santé de l'individu, qui est divisé en : bonne, très bonne, correcte, mauvaise et très mauvaise. Dans cet article nous regroupons les données en trois variables : bonne avec très bonne, mauvaise avec très mauvaise, puis correcte. Ce sont des variables dichotomiques. On prend aussi la variable des sports, qui se définit par des sports pratiqués de manière hebdomadaire ou plus, c'est également une variable dichotomique. L'âge (en années) joue un rôle sur la santé; à certains âges on est plus vulnérable aux maladies. La contrainte de budget inclut non seulement le revenu mais aussi les prix. Ici, on va tester pour le log de l'équivalence de revenu (revenu du foyer divisé par le nombre de personnes dans le foyer). On rajoutera le statut d'emploi dans la régression.

Dans les catégories des préférences on va mettre l'éducation, le sexe et la grandeur du foyer. La plupart des statistiques et la régression se sont fait sur le logiciel STATA. Ce qui nous importe le plus, c'est de mesurer l'effet de la réforme sur le nombre de visites chez le médecins. En d'autres mots, trouver l'effet des années 1997 et 1998 sur le nombre de visites.

### **Statistiques Descriptives**

Pour commencer, il faut garder en tête le nombre moyen de visites chez le médecin pour cet échantillon toutes années confondues qui est de 2.5, et l'écart-type est de 4.25.

Dans le tableau 1, ci-dessous, nous avons divisé le nombre de visites en différents groupes. La majorité des individus ont visité le médecin moins d'une fois au cours des trois derniers mois. On va comparer l'année 1998 par rapport à l'année 1997, car c'est l'année où la réforme a eu le plus d'impact étant donné sa présence toute l'année. On remarque qu'il y a près 4% d'augmentation de 1996 à 1998, pour les visites de 0 à 1. D'un autre côté, les visites du groupe de 5 à 10 ont augmenté de 1.5% de 1996 à 1998. Ce qui nous donne une image plus claire de cette différence sont les moyennes par années, on voit qu'en 1996 la moyenne est de 2.66 tandis qu'en 1998 elle est de 2.35. En 1999 on ne voit qu'une

très légère augmentation par rapport à l'année 1998, ceci peut être dû au fait que les gens se sont habitués à aller moins chez le médecin, et les individus ne changent pas encore leurs comportements

**Tableau 1 proportions de visites chez le médecin selon l'année et la fréquence des visites avec la moyenne par année.**

chez le médecin	95	96	97	98	99	Total Observations par fréquences
0 À 1	0.534	0.522	0.542	0.557	0.541	17,712
2 À 4	0.301	0.308	0.295	0.296	0.314	9,934
5 À 10	0.085	0.089	0.083	0.075	0.076	2,689
11 À 20	0.033	0.028	0.031	0.027	0.024	949
21 À 30	0.0068	0.0061	0.0043	0.0041	0.0032	162
31 À 40	0.0022	0.0029	0.0026	0.0012	0.0016	69
40 À 50	0.0018	0.0005	0.0005	0.0003	0.0006	24
50 À 60	0.0003	0.0003	0.0002	0.0003	0.0003	9
Total	6,790	6,555	6480	6,781	6,231	32,837
<b>Moyenne Par années</b>	2.69	2.66	2.55	2.35	2.39	2.53

Dans le tableau 2, nous essayons de voir le profil des individus selon l'état de santé dans laquelle ils se perçoivent. On cherche si ce sont des gens qui font de l'exercice, s'ils sont jeunes ou âgés, et si le moment de l'année influe sur leur décision de voir un médecin. Le plus important étant de savoir quel effet la réforme a eu sur chacun des groupes. On constate que les individus dans le groupe en santé et très bonne santé sont plus jeunes, 35 ans en moyenne, comparativement au groupe en mauvaise santé, qui ont 45 ans en moyenne. De plus, la proportion d'individus qui font de l'exercice est plus grande, 32% en moyenne, comparativement à 16% en moyenne pour les individus en mauvaise santé.



On voit que la moyenne des visites au médecin au total est autour de 6.6 pour les individus en mauvaise santé, ce qui est élevé surtout si l'on compare avec la moyenne des individus en bonne santé qui est de 1.45. On remarque que les individus en mauvaise santé ont diminué leurs visites chez le médecin d'à peu près 9.6% de 1996 à 1998. Donc, à première vue, la réforme semble avoir fonctionné pour ce groupe d'individus, vu que le pourcentage de nombre de visites a diminué. Cependant, il faut se poser la question à savoir si la réforme décourage les gens malades d'aller chez le médecin, et si cela a un effet à long terme. Il aurait fallu que la réforme dure plus longtemps pour observer les effets à long terme. Aussi, on remarque qu'il y a une proportion plus grande de femmes dans ce groupe, donc en moyenne elles se perçoivent en moins bonne santé par rapport aux hommes.

On voit que la moyenne des visites au médecin pour les gens en meilleure santé ont diminué de près de 4% de 1996 à 1998. On trouve le même résultat pour les gens ayant une santé «correcte » ou « fair ». Donc, la réforme semble également avoir eue un effet pour ces groupes.

Cependant, l'effet de la réforme semble être moins important que pour les individus en mauvaise santé. Ces deux groupes font plus de sports que les gens en mauvaise santé, ce qui peut engendrer des blessures, ce qui fait que les gens doivent continuer à consulter le médecin. Cela pourrait expliquer en partie leur rigidité relative aux individus en mauvaise santé, aussi peut-être qu'ils ont plus de moyens financiers pour visiter le médecin.

Dans tous les cas, il est logique qu'il y soit beaucoup plus de visites chez les gens plus malades. Ici la moyenne des visites chez le plus malades est presque quatre fois plus élevée que celle des gens en bonne santé. Donc l'état de santé est une variable de contrôle à ne pas négliger. Aussi, comme on peut le voir il semble avoir un lien entre la santé et le sport, l'âge et le sexe.

En général, on note que la majorité des interviews se sont donné en hiver et au printemps.

**Tableau 2**

Années	Visites au docteur	% d'hommes	sport	âge En années	Hiver	Automne	Printemps
Moyennes quand la santé et mauvais ou très mauvaise pour les années 1995 à 1999							3556 obs
95	7.10	0.43	0.18	44.30	0.41	0.03	0.48
96	6.76	0.45	0.14	44.70	0.44	0.02	0.44
97	6.78	0.44	0.15	45.37	0.48	0.01	0.43
98	6.11	0.43	0.18	45.60	0.38	0.04	0.47
99	6.13	0.41	0.15	45.69	0.34	0.01	0.53
Total	6.60	0.43	0.16	45.10	0.41	0.03	0.47
Moyennes quand la santé et bonne ou très bonne pour les années 1995 à 1999							15 193 obs
95	1.47	0.52	0.34	35.02	0.42	0.03	0.47
96	1.49	0.51	0.30	34.97	0.42	0.04	0.44
97	1.45	0.51	0.31	35.28	0.45	0.02	0.47
98	1.43	0.50	0.35	35.72	0.34	0.04	0.47
99	1.42	0.48	0.31	35.88	0.30	0.01	0.53
Total	1.45	0.50	0.32	35.38	0.39	0.03	0.48
Moyennes pour le groupe contrôle santé correcte pour les années 1995 à 1999							997 obs
95	2.89	0.42	0.20	37.19	0.58	0.03	0.31
96	3.19	0.39	0.15	36.68	0.43	0.02	0.49
97	3.16	0.40	0.09	37.01	0.51	0.02	0.38
98	2.87	0.39	0.17	36.19	0.37	0.02	0.42
99	2.95	0.39	0.17	36.24	0.33	0.00	0.49
Total	3.00	0.40	0.16	36.70	0.45	0.02	0.41

Dans le tableau 3, on constate que les femmes ont une moyenne de visites chez le médecin plus élevée que la moyenne des hommes. Par exemple, les femmes avec emploi sont allées 1.77 chez le médecin en 1997 et 1.61 en 1998 tandis que les hommes ont une moyenne de 0.96 et 1.03 respectivement. Aussi, chez les personnes malades chez les hommes et qui ont un emploi, le nombre de consultations diminue

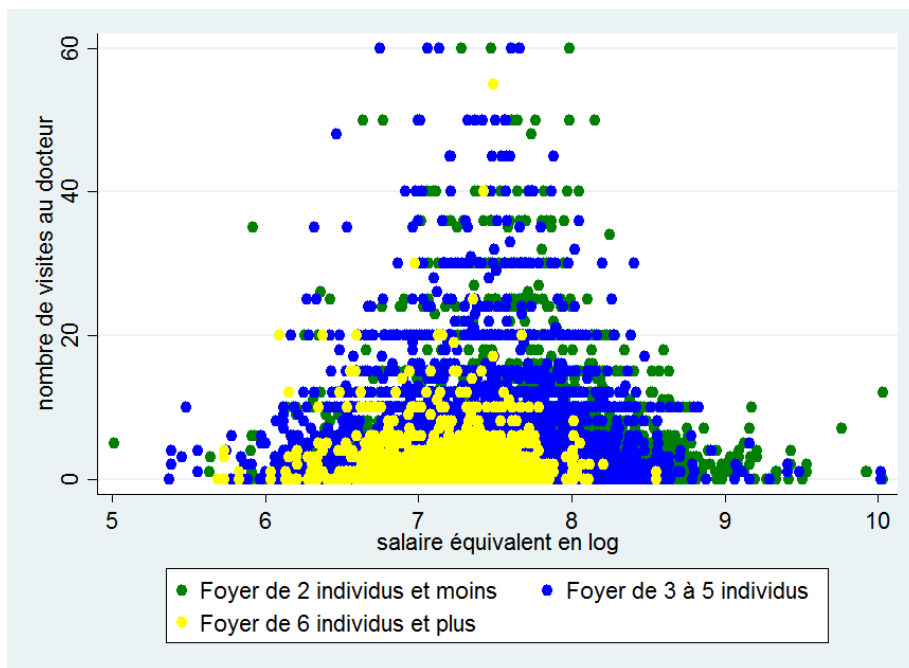
de manière plus abrupte que chez les femmes. En fait, on commence avec 6.74 visites chez les hommes en 1995 et on finit avec une moyenne de 4.67 en 1999 tandis que les femmes passent de 6.82 à 6.08 respectivement. On constate le même phénomène chez les individus malades sans emploi. Ce qui pourrait vouloir dire que les femmes ont toujours une demande chez les médecins ou que les femmes tombent plus malades que les hommes. Il faut aussi noter que le nombre de visites chez les personnes malades est élevé on peut dire que la réforme touche plus les personnes malades que ceux qui sont sains. On remarque également que l'écart-type chez les personnes malades avec emploi et sans emploi est plus grand que chez les individus en santé.

<b>Tableau 3</b>											
<b>Individus avec emploi</b>											
Année	1995		1996		1997		1998		1999		
	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type	
<b>Bonne Santé</b>											
Homme	1,11	(2,14)	1,15	(1,90)	0,96	(1,69)	1,03	(1,91)	1,06	(2,06)	
Femme	1,67	(2,15)	1,74	(2,35)	1,77	(2,68)	1,61	(2,18)	1,65	(2,06)	
<b>Mauvaise santé</b>											
Homme	6,74	(9,61)	5,84	(7,33)	5,65	(6,52)	5,23	(7,61)	4,67	(6,30)	
Femme	6,82	(7,05)	6,50	(7,85)	6,37	(7,58)	6,00	(6,03)	6,08	(6,99)	
<b>Individus sans emploi</b>											
Année	1995		1996		1997		1998		1999		
	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type	moyenne	écart type	
<b>Bonne Santé</b>											
Homme	1,56	(4,02)	1,38	(2,51)	1,22	(2,21)	1,14	(1,82)	0,59	(1,14)	
Femme	1,98	(2,59)	1,45	(1,89)	1,71	(2,40)	1,68	(2,46)	1,71	(2,33)	
<b>Mauvaise Santé</b>											
Homme	4,87	(5,35)	6,32	(6,79)	7,28	(7,72)	5,29	(4,30)	3,79	(3,72)	
Femme	6,73	(7,79)	5,77	(5,45)	5,02	(5,05)	6,44	(8,86)	6,11	(6,06)	

Dans le graph 1, on cherche à savoir si le log du salaire équivalent a un effet sur le nombre de visites chez le médecin. Le log nous permet d'avoir des valeurs plus rapprochées le long de l'axe x. On note que le nuage de points converge en forme de pyramide entre les valeurs 6 et 9. Étant donné que le salaire équivalent est en lien avec la grandeur du foyer, on a divisé nos données en trois groupes, par grandeur du foyer. On remarque que les foyers larges (5 membre et plus), ont un salaire équivalent plus bas et vont moins chez le médecin. Donc, il est possible qu'ils aient moins les moyens de visiter le médecin. Aussi, il y a plus de points verts et bleus dans la partie du graphique où il a le plus haut nombre de visites. Cependant, le log des revenus équivalents entre 8.5 et plus visitent moins le médecin.

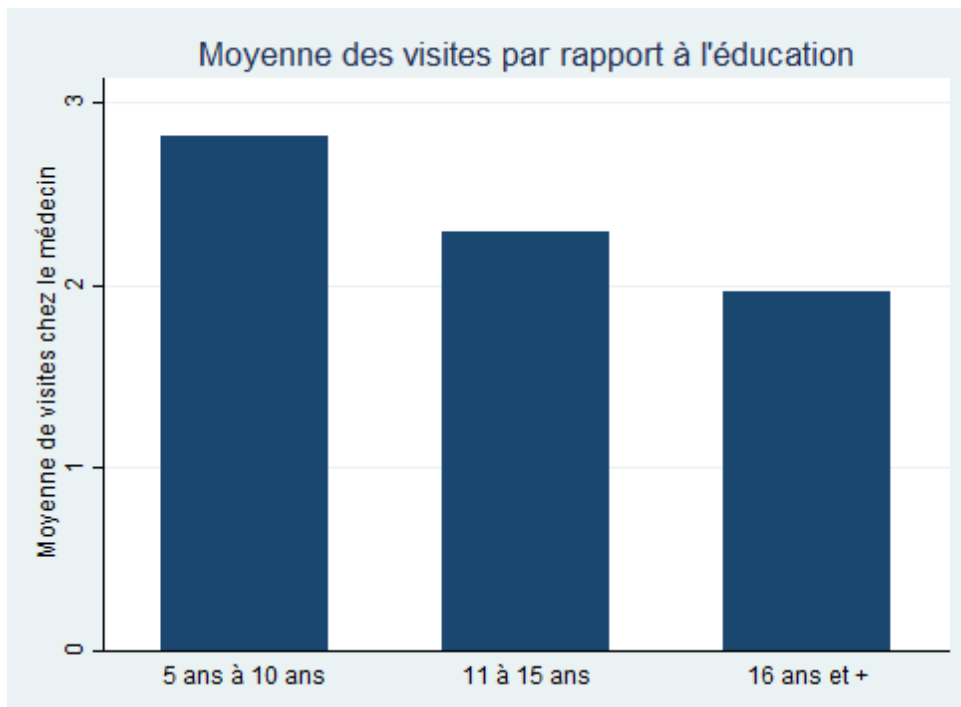
On peut cependant se poser la question à savoir si les foyers plus grands sont aussi des foyers plus jeunes, et comme on a vu antérieurement, les jeunes vont moins chez le médecin.

**Graph 1 Nombre de visites chez le médecin par salaire équivalent- divisé en trois groupes (grandeur du foyer familial)**



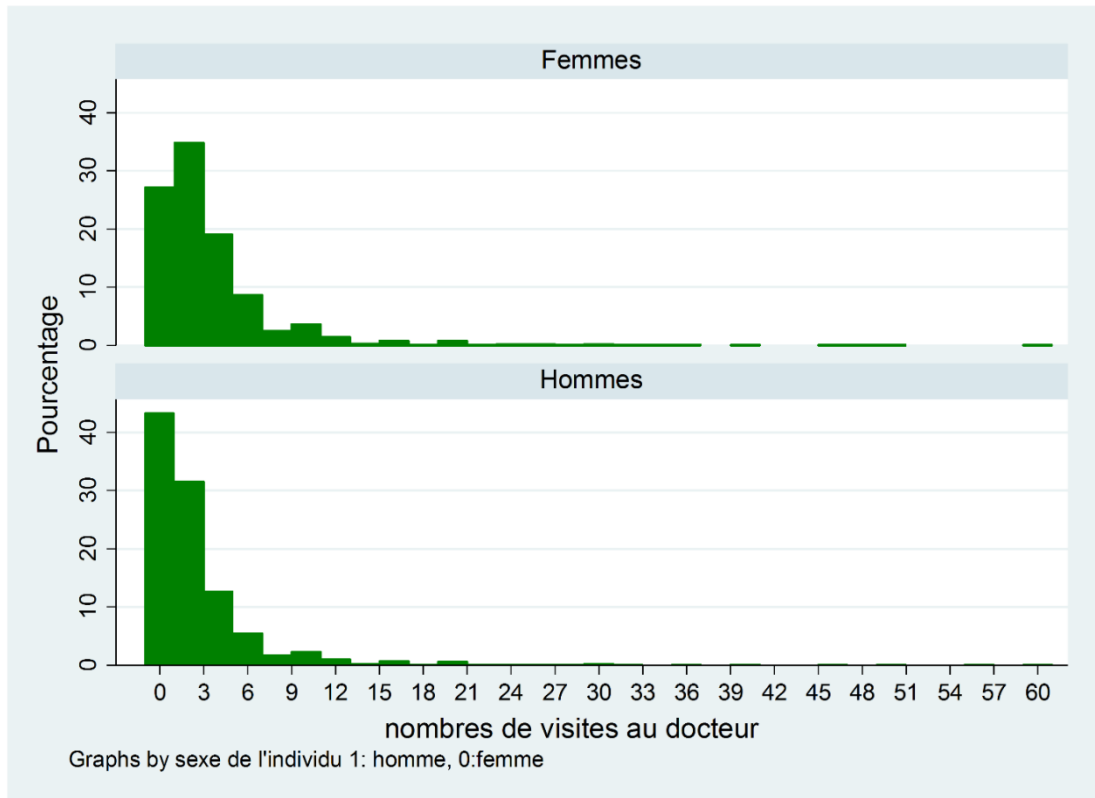
Le graphique 2 nous avons divisé le nombre d'années d'éducation en trois groupes. On voit clairement que le nombre moyen des visites diffèrent de groupe en groupe, plus on a d'éducation plus la moyenne des visites est faible. Cette variable a donc un effet sur les nombre de visites. Donc, il est important de contrôler pour l'éducation dans le modèle. De plus, on va analyser les différents groupes.

**Graphique 2 Moyenne du nombre de visites par rapport aux années d'éducation des individus**



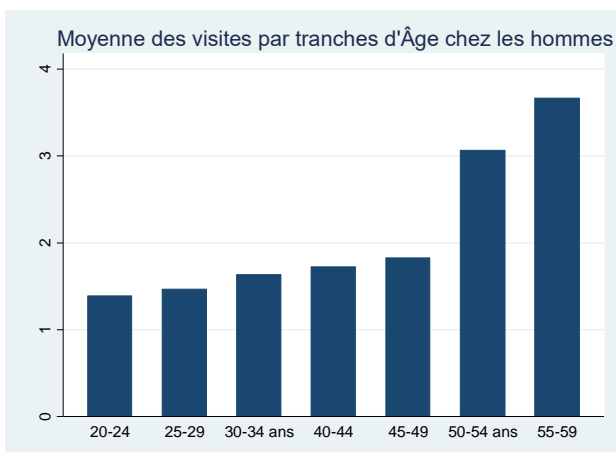
Plus haut, dans notre tableau 2, on remarque qu' il y a une proportion moins élevée d'hommes en moins bonne santé, donc qui ont une moyenne élevée de visites chez le médecin. Dans le graphique 3 on compare les deux sexes, et on note clairement la différence. On remarque que près de 40% des hommes ne sont pas allés chez le médecin et 32% ne sont allés qu'une fois, tandis que le pourcentage tourne autour de 28% et 35% respectivement pour les femmes pour ce même nombre de visites.

**Graphique 3 Pourcentage de femmes et hommes par nombre de visites chez le médecin**

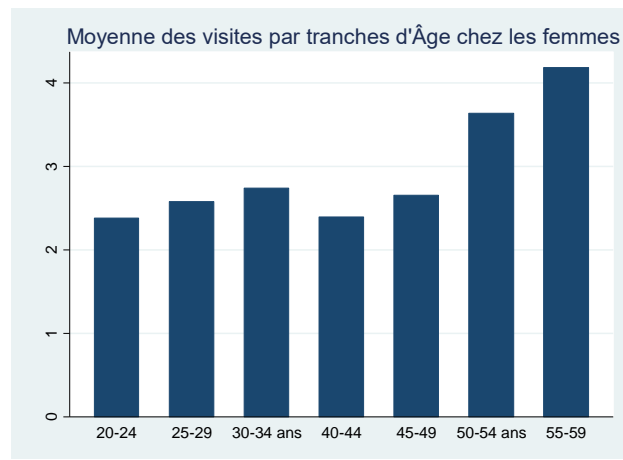


En comparant les graphiques 4 et 5, on remarque que pour la première tranche d'âge le nombre moyen de consultations chez les femmes est plus élevé. Les hommes entre 20 et 49 ans vont en moyenne 1 à 2 fois chez le médecin en moyenne, tandis que les femmes y vont entre 2 et 3 fois. Ce qui signifie qu'en moyenne les femmes vont plus chez le médecin par rapport aux hommes. Chez les hommes, on remarque que le nombre de visites augmente abruptement vers l'âge de 50 ans, peut-être dû aux maladies reliés à l'âge. Par rapport aux jeunes hommes on peut dire que les jeunes femmes sont susceptibles d'aller chez le médecin. Cela peut être dû à des facteurs endogènes tel que la maternité. En somme, on constate que les femmes consultent plus le docteur que les hommes.

Graphique 4

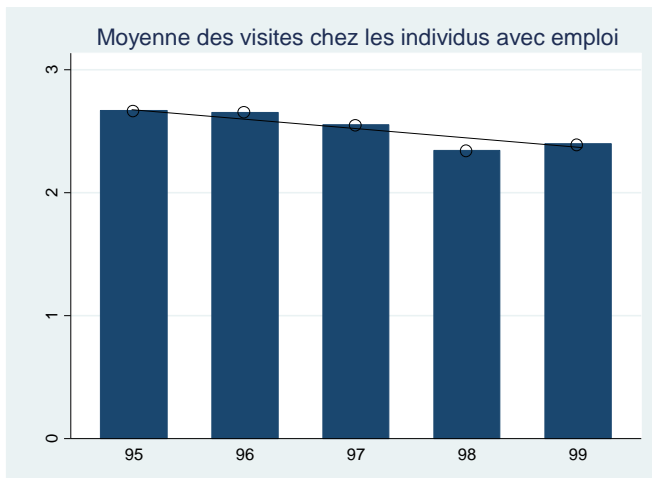


Graphique 5

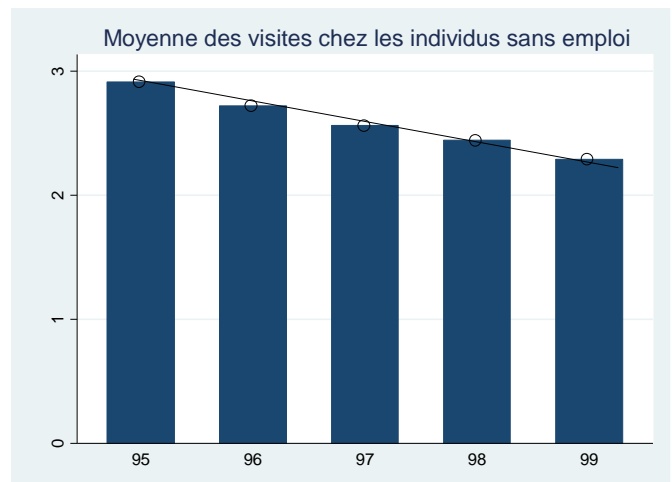


Dans le graphique 7, on constate le nombre de consultations moyenne a commencé à baisser avant la réforme et continue de diminuer graduellement jusqu'en 1999. En fait, d'après le graphique, on note une tendance qui est là avant même l'instauration de la réforme. Il est possible que les gens sans emploi aient commencé à aller moins chez le médecin pour d'autres raison que la réforme. En fait, il est possible qu'ils ne veuillent pas envoyer une image comme quoi ils abusent du système. D'un autre côté, le nombre de visites chez le médecin dans la catégorie des personnes avec emploi a commencé à diminuer au début de la reforme jusqu'en avec une légère augmentation en 1999. En 1995 et 1996 on a 2.8 visites tandis qu'en 1998 on descend proche de 2.3.

Graphique 6



Graphique 7





## Description du modèle et de la stratégie empirique

### Modèles de base

Pour commencer, les modèles que nous allons observer sont des modèles linéaires. Comme nous l'avons mentionné plus haut, on va tester pour trois différentes catégories. Pour simplifier, on suppose ici que la population est homogène. On teste en premier le modèle simple et ensuite nous rajoutons les catégories une par une. Il y a 32,837 observations pour chacun de ces modèles et ce sont des modèles robustes. Nos résultats vont se retrouver au tableau 1.1.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_{96}(\text{year}=1996)_{it} + \beta_{97}(\text{year}=1997)_{it} + \beta_{98}(\text{year}=1998)_{it} + \beta_{99}(\text{year}=1999)_{it} \quad (1)$$

On a ici créé des variables dichotomiques pour mesurer l'effet des années. On se sert ici de l'année 1995 comme l'année de référence. C'est-à-dire qu'on va mesurer l'effet des années sur nombre moyen des visites chez le médecin par rapport à l'année 1995.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_{96}(\text{year}=1996)_{it} + \beta_{97}(\text{year}=1997)_{it} + \beta_{98}(\text{year}=1998)_{it} + \beta_{99}(\text{year}=1999)_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \beta_3 \cdot X_{it}^2 + \beta_4 \cdot X_{it} + \beta_5 \cdot X_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} \quad (2)$$

Dans le modèle 2, on rajoute notre catégorie relié à la santé. Ici je rajoute l'âge, l'âge au carré, le sport, la bonne santé et la mauvaise santé. On rajoute la variable de l'âge au carré, pour ainsi modéliser l'effet de l'âge de manière plus précise. Il se peut que l'âge ne soit pas une relation linéaire avec la variable dépendante. En somme l'âge au carré contrôle pour l'effet potentiellement différent à des âges différents. On va se servir de la variable «santé correcte » comme variable de référence, ainsi mesurer l'effet des variables de perception de santé sur le nombre de visites chez le médecin, par rapport à la variable « correcte ».

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_{96}(\text{year}=1996)_{it} + \beta_{97}(\text{year}=1997)_{it} + \beta_{98}(\text{year}=1998)_{it} + \beta_{99}(\text{year}=1999)_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \beta_3 \cdot X_{it}^2 + \beta_4 \cdot X_{it} + \beta_5 \cdot X_{it} + \beta_6 \cdot X_{it} + \beta_7 \cdot X_{it} \quad (3)$$

Dans notre modèle 3, on rajoute la catégorie relié au budget. Donc on rajoute une variable pour le log du revenu équivalent ainsi que la variable unemp.

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_{96}(\text{year}=1996)_{it} + \beta_{97}(\text{year}=1997)_{it} + \beta_{98}(\text{year}=1998)_{it} + \beta_{99}(\text{year}=1999)_{it} + \beta_2 \cdot X_{it} + \beta_3 \cdot X_{it}^2 + \beta_4 \cdot X_{it} + \beta_5 \cdot X_{it} + \beta_6 \cdot X_{it} + \beta_7 \cdot X_{it} + \beta_8 \cdot X_{it} + \beta_9 \cdot X_{it} + \beta_{10} \cdot X_{it} \quad (4)$$

Dans le modèle 4, on rajoute les variables de contrôle qui influent sur les préférences de l'individu. On rajoute donc, une variable pour le sexe (homme), une variable pour l'éducation, et la grandeur du foyer.

Pour mieux adresser la question empirique nous avons aussi fait l'essai d'autres modèles. Pour commencer, dans notre base de données, on remarque que nous avons des données de panels. Ceci veut dire qu'on a une séquence d'observations sur une population. Avec cette méthode on peut contrôler l'hétérogénéité entre individus qui serait autrement inobservable. Chaque individu génère une variable constante dans le temps et une autre qui varie, on veut aller chercher la variation par rapport à cette constante donc on fait appel à un modèle à effets fixes. Ici, on va utiliser la commande « areg » pour parvenir à ce modèle. On omet les variables qui évoluent de la même manière ou qui sont constante dans le temps chez l'individu, tel que l'âge et sexe. On aurait pu enlever l'éducation aussi.

$$(AREG)Y_{it} = \beta_0 + \beta_{96}(\text{year}=1996)_{it} + \beta_{97}(\text{year}=1997)_{it} + \beta_{98}(\text{year}=1998)_{it} + \beta_{99}(\text{year}=1999)_{it} + \beta_4 * X_{it} + \beta_5 * X_{it} + \beta_6 * X_{it} + \beta_7 * X_{it} + \beta_9 * X_{it} + \beta_{10} * X_{it} \quad (5)$$

Tableau 1.1

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Regression	Regression	Regression	Regression	Regression Avec effets Fixes
yr96	-0.0307 (0.0784)	-0.00790 (0.0717)	-0.00961 (0.0716)	-0.0113 (0.0714)	-0.0117 (0.0647)
yr97	-0.134* (0.0776)	-0.0728 (0.0707)	-0.0740 (0.0707)	-0.0804 (0.0704)	-0.0763 (0.0654)
yr98	-0.334*** (0.0741)	-0.235*** (0.0678)	-0.236*** (0.0678)	-0.252*** (0.0676)	-0.189*** (0.0658)
yr99	-0.297*** (0.0756)	-0.219*** (0.0693)	-0.222*** (0.0693)	-0.246*** (0.0690)	-0.166** (0.0687)
age		-0.0916*** (0.0144)	-0.0918*** (0.0144)	-0.0773*** (0.0150)	
age_2		0.00130*** (0.000185)	0.00130*** (0.000185)	0.00112*** (0.000192)	
goodh		-1.260*** (0.0441)	-1.265*** (0.0442)	-1.223*** (0.0441)	-0.877*** (0.0612)
badh		3.748*** (0.120)	3.753*** (0.120)	3.716*** (0.120)	2.551*** (0.139)
sport		0.0980** (0.0426)	0.0817* (0.0442)	0.119*** (0.0445)	-0.0297 (0.0723)
loginc			0.0799 (0.0520)	0.0294 (0.0578)	-0.144 (0.105)
unemp			-0.0527 (0.0785)	-0.0909 (0.0781)	-0.199* (0.105)
educ				-0.0169* (0.00863)	-0.00187 (0.0369)
male				-0.658*** (0.0431)	
hsize				-0.0869*** (0.0165)	-0.120*** (0.0411)
Constant	2.687*** (0.0568)	4.261*** (0.270)	3.688*** (0.479)	4.558*** (0.510)	4.282*** (0.905)
Observations	32,837	32,837	32,837	32,837	32,837
R-squared	0.001	0.165	0.165	0.172	0.558
Robust standard errors in parentheses					
*** p<0.01, ** p<0.05, * p<0.1					

## Interprétation du Tableau 1.2

Dans notre tableau 1.2, on note que globalement le coefficient de l'année 1996 n'est pas significatif pour aucune des régressions. De plus, l'année 1997 n'est significative que dans notre régression (1), mais seulement à 10%. Ceci est dû au fait qu'on ait instauré la réforme à la mi-année de 1997. Donc, ce résultat est difficile à interpréter.

Dans notre régression (1) du tableau 1 on note que les coefficients yr98 yr99 sont très significatifs (1%). En gardant les autres coefficients constants, le nombre de visites chez le médecin diminue en moyenne de 0.33 pour l'année 1998 par rapport à l'année 1995. Dans l'année 1999 on voit une légère augmentation des visites comparativement à 1998 mais, comme le confirme notre test joint (voir plus bas), la différence n'est pas statistiquement différente.

Dans notre régression (2) du tableau 1, où l'on rajoute notre premier groupe de variable de contrôle, celles qui contrôlent pour la santé. Ces variables sont toutes très significatives. D'un autre côté, les coefficients des années 1998 et 1999 sont encore très significatifs, cependant, on note une légère différence avec le modèle d'avant. En 1998 on voit que le nombre de visites chez le médecin diminue en moyenne de 0.24, donc près de 0.1 de moins que dans le modèle sans contrôles. Tandis que l'année 1999, diminue en moyenne de 0.22, ce qui est près de 0.07 de moins que dans le modèle sans contrôles.

Pour ce qui est des régressions 3 et 4, où l'on a rajouté nos catégories de contrainte budgétaire et de préférences, on note que les coefficients d'intérêt (pour les années) restent légèrement les mêmes que dans notre deuxième régression. En fait, nos catégories 2 et 3 comportent des variables de contrôle qui affectent moins nos variables d'intérêt. Cependant dans notre 4ième régression, on voit que le coefficient de l'éducation, du sexe et de la grandeur du foyer sont tout de même significatifs.

## Tests d'Hypothèse pour régressions 1 et 4 tu tableau 1

Nous avons faits des tests d'hypothèses joints pour ainsi voir si l'effet des années est le même. Nous l'avons fait pour la régression 1 et ensuite pour notre régression 4.

$H_0: yr96=yr97, yr97=yr98, yr98=yr99$  vs  $yr96 \neq yr97, yr97 \neq yr98, yr98 \neq yr99$

Où «  $\neq$  » Symbolise l'inégalité entre les deux termes

Dans nos deux régressions, on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle que  $yr97=yr98$ , donc on peut *déduire* que les années 1997 et 1998 ont des effets semblables. Aussi, dans les deux régressions on ne peut pas rejeter l'hypothèse nulle que  $test\ yr96=yr97$ , ce qui n'est pas si surprenant vu que la réforme n'était présente à la première moitié de l'année 1997. Cependant, on doit rejeter l'hypothèse nulle que  $yr97=yr98$ , donc on déduit que ces coefficients sont statistiquement différents. Si on ne se fie qu'aux tests, on conclut que l'année 1996 et l'année 1997 n'ont pas d'effets significativement différents sur le nombre de visites chez le médecin. L'ambiguïté de l'année 1997, nous a décidés d'enlever cette variable de nos données pour mesurer l'effet de la réforme dans les modèles futurs.

En somme, en ce qui attrait à nos modèles de base, nos données nous indiquent que la réforme semble avoir eu un effet puisque on note une diminution statistiquement significative des visites chez le médecin en 1998 par rapport à l'année 1995. Aussi l'effet semble persister pour l'année 1999, puisqu'on continue à remarquer une diminution statistiquement significative des visites chez le médecin en 1999. Cependant, on ne peut pas parler pour les périodes qui vont au-delà de 1999. Aussi, il faut souligner que notre moyenne de nombre de visites chez le médecin est de 2.53 toutes années confondues et que l'écart-type est de 4.25. Donc, à première vue, étant donnée cette moyenne et son écart-type, l'effet de la réforme semble marginal.

Pour notre régression (5), où l'on rajoute notre modèle à effet fixe, on remarque que les années 1996 et 1997 sont encore non significatives. Les années 1998 est toujours très significative, tandis que l'année 1999 est passé d'une significativité de 1% à seulement 5%. En fait, on passe à une diminution des visites chez le médecin, en moyenne, de 0.19 et 0.17 pour les années 1998 et 1999 respectivement. En somme, même en contrôlant pour les constantes chez les individus, la réforme semble encore avoir un effet significatif, mais 0.05 moindre que dans notre modèle de base.

En tenant compte que la moyenne des visites chez le médecin toutes années confondues est de 2.5, on réalise que la réforme quand on tient compte des effets fixes fait diminuer cette moyenne de 1/13. Donc, l'effet est subtil.

#### Effet de la réforme sur différents groupes dans l'échantillon

Pour calculer l'effet de la réforme sur nos différents groupes, on a créé une variable « poste-réforme » qui mesure seulement l'effet des années 1998 et 1999 par rapport aux années 1995 et 1996. Pour

simplifier, nous allons nous y référer comme de la variable réforme, vu qu'elle cherche à mesurer l'effet de la réforme. Comme on a vu plus haut, l'année 1997 est difficile de catégoriser, on l'a donc enlevé « drop » de nos données. Aussi, on a décidé de diviser les années d'éducation en trois catégories, étant donné qu'on a observé une différence de visites moyennes chez le médecin selon le degré d'éducation au graphique (2). La catégorie 1 comprend des individus ayant moins de 10 ans d'éducation, la deuxième est entre 10 et 14 ans, et la troisième comprend plus de 15 ans.

Pour faire nos régressions, on a utilisé notre modèle de base mais on l'a modifié par rapport au groupe qu'on voulait évaluer et on a utilisé la variable de la réforme. Donc, on a regardé l'effet de la réforme sur le nombre de visites chez le médecin en contrôlant pour les variables dans catégories de santé, de contrainte budgétaire et préférences.

Par exemple pour vérifier l'effet de la réforme sur les femmes:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_x \text{Réforme} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 X_{it}^2 + \beta_4 X_{it} + \beta_5 X_{it} + \beta_6 X_{it} + \beta_7 X_{it} + \beta_9 X_{it} + \beta_{10} X_{it}$$

Si homme=0

On note qu'ici on contrôle les variables de contrôle par rapport au groupe choisi seulement.

Tableau 2.1

Groupes		Effet Réforme	Écart-Type	Nbr Observations
Hommes	(1)	-0.250***	(0.0663)	12645
Femmes	(2)	-0.224***	(0.0681)	13712
1.Éducation <10 ans	(3)	-0.215*	(0.128)	4772
2.Éducation >=10 ans et <15 ans	(4)	-0.271***	(0.0562)	18865
3.Éducation >=15 ans	(5)	-0.0517	(0.102)	2720
Sans emploi	(6)	-0.414**	(0.163)	2172
Emploi	(7)	-0.218***	(0.0497)	24185

## Interprétation du Tableau 2.1

Dans le tableau 2.1, on note qu'il n'y a pas de grande différence entre le groupe des hommes et des femmes, il est respectivement (en moyenne) de -0.25 et -0.23. Donc, la réforme a eu un effet (très) légèrement plus élevé chez les hommes. En ce qui attrait à l'éducation, la catégorie d'éducation 1 subi un effet (en moyenne) de -0.22 tandis qu'elle a un effet moyen de -0.27 sur la catégorie d'éducation 2. Le coefficient pour la catégorie 1 est peu significatif tandis que pour la catégorie 3 il est très significatif. D'un autre côté, le coefficient n'est pas significatif pour la troisième catégorie. Cependant, ces résultats peuvent nous induire en erreur, car les nombres d'observations est beaucoup plus petite pour les catégories 1 et 3. En fait, l'écart-type est relativement grand pour ces deux catégories par rapport à la deuxième catégorie. Il aurait fallu avoir plus de personnes dans ces deux catégories. On va revoir ce dilemme dans notre tableau de variables croisées.

Pour les groupes de sans emploi et emploi on trouve que les effets de la réforme sont significatifs. Pour les sans-emploi par contre, la significativité est moyenne, c'est-à-dire à 5%. De plus, ce groupe n'a que 2172 observations tandis qu'on en a 24185 pour ceux qui ont un emploi. Les écarts-types témoignent de cela également. En somme la différence entre ces deux groupes ne semble pas être énorme.

### Analyse des groupes en utilisant des variables croisés

Pour approfondir notre analyse de nos groupes, on a refait nos mesures mais en utilisant des variables croisées. Pour construire nos modèles ont a généré la variable femme et femme x réforme, on va comparer ces variables par rapport aux hommes. On a aussi créé la variable emploi x réforme qu'on va tester par rapport aux sans emploi. Aussi, on a créé trois variables par catégorie d'éducation (educ.i) et on a généré une variable croisés ( educ.i x réforme), qu'on va mesurer par rapport à la troisième catégorie d'éducation.

Nos modèles ressemblent à ceci :

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_x \cdot \text{Réforme} + \beta_2 \cdot X_{1t} + \beta_2 \cdot (X_{1t} \cdot \text{Réforme}) + \beta_3 \cdot X_{2t}^2 + \beta_4 \cdot X_{it} + \beta_5 \cdot X_{it} + \beta_6 \cdot X_{it} + \beta_7 \cdot X_{it} + \beta_9 \cdot X_{it} + \beta_{10} \cdot X_{it}$$

*\*Où l'on a contrôlé pour nos trois catégories de variables de contrôle.*

On a mis nous résultats sous forme de tableau, et l'on met seulement l'emphase sur nos variables d'intérêt, donc celle qui identifie le groupe ainsi que les variables croisés.

Tableau 3.1 Femmes vs Hommes

Variabes d'intérêt	Effet sur le nombre de visites
Réforme	-0.230*** (0.0680)
Femmes	0.631*** (0.0719)
Réforme x Femme	0.0131 (0.0954)

Pour commencer, on remarque que la réforme est statistiquement significative pour nos trois tableaux. Au tableau 3.2 on remarque que l'effet du nombre de visites chez le médecin pour un homme après la réforme est en moyenne de -0.23, en gardant toutes les autres variables constantes. L'effet sur les femmes après la réforme est de -0.23 +0.013 tandis que l'effet de la différence entre les hommes et les femmes est seulement de 0.013. Nos données diffèrent de notre tableau 2.1, car ici l'effet provenant des variables de contrôle proviennent des femmes et des hommes. Donc, comme on a vu dans le tableau 2.1, la réforme a un effet très légèrement supérieur chez les hommes (0.013). Cependant, il est important de noter que notre variable d'interaction femme\* réforme n'est pas significative.

Tableau 4.1 Emploi vs Sans Emploi

Variabes d'intérêt	Effet sur le nombre de visites
Réforme	-0.400** (0.163)
emploi	-0.0301 (0.134)
Réforme x emploi	0.179 (0.171)

Au tableau 4.1, l'effet moyen de ne pas avoir d'emploi est de -0.40 sur le nombre de visites chez le médecin en gardant toutes les autres variables constantes, tandis que l'effet moyen d'en avoir est de -0.22. La différence de l'effet de la réforme est en moyenne de 0.18. Ce qui est tout de même considérable vu l'échelle des variations. Notre variable d'interaction est statistiquement non significative. À priori, cela veut dire qu'on ne devrait pas différencier ces deux groupes, cependant,



comme on l'a vu plus haut, il y a beaucoup plus d'observations chez les personnes avec emploi. Donc, pour comparer ces groupes il faudrait des tailles d'échantillon semblable. Aussi, il est probable que les sans-emploi avaient déjà une tendance dans le temps par rapport à la diminution de visites chez le médecin.

Tableau 5.1 Catégories d'éducation

Variables d'intérêt	Effet sur le nombre de visites
Réforme	-0.240** (0.0944)
éducation	-0.0173 (0.0114)
Réforme x Éducation Catégorie 1	-0.0609 (0.147)
Réforme x Éducation Catégo 2	0.0202 (0.0977)

En ce qui attrait au tableau 5.1, nos variables d'interaction par rapport au la catégorie d'éducation 3, ne sont pas significatives. Cependant, comme on l'a dit plus haut, il y a une différence entre le nombre d'observations de ces populations.

En somme, on constate que l'effet de la réforme est sensiblement le même pour les hommes et les femmes. D'après nos résultats, il devrait être à peu près le même pour ceux avec emploi et sans emploi ainsi que pour les différentes catégories d'éducation. Cependant, en ce qui attrait les sans-emploi nous devons vérifier si l'effet vient bel est bien de la réforme et non d'une tendance.

#### Tendance dans le temps

Dans nos graphiques 6 et 7, on a noté que les individus sans emploi ont l'air d'avoir une tendance négative dans le temps en ce qui attrait les visites chez le médecin. Ce qui voudrait dire que la diminution de leurs visites ne serait pas due à la réforme mais à d'autres facteurs. Nous avons donc créé une variable de temps pour tester notre hypothèse.

Tableau 6.1 Variable temps pour emploi et sans emploi

	(1)	(2)	(3)
VARIABLES	Référence	gr. Sans Emploi	gr Emploi
postref	-0.221 (0.149)	0.135 (0.510)	-0.249 (0.156)
temps	-0.000243 (0.0479)	-0.177 (0.163)	0.0146 (0.0501)

\*Ici on a contrôlé avec notre première catégorie de variable de contrôle, donc pour la santé seulement pour éviter de rendre le modèle lourd.

Au tableau 6.1 on voit que cette variable (temps) n'est pas significative. Cependant, nous trouvons cette conclusion trop hâtive, car ici nous avons utilisé notre variable « posref », qui ne tient compte seulement des effets de la réforme après l'année 1997. Donc, pour en avoir le cœur net, nous avons essayé une autre méthode. En fait, nous avons pris notre régression (5) du tableau 1, et fait des conditions pour emploi et sans emploi, de sorte que toute la régression ne s'applique qu'au groupe spécifique. Tests d'hypothèses :

$H_0 : yr96=yr97; yr97=yr98; yr98=yr99$  vs  $yr96 \neq yr97; yr97 \neq yr98; yr98 \neq yr99$

Où «  $\neq$  » Symbolise l'inégalité entre les deux termes

En faisant des tests joints d'année en année, on a trouvé que pour le groupe sans emploi il nous est impossible de rejeter l'hypothèse nulle pour chacune des conditions donc pour :  $yr96=yr97$ ,  $yr97=yr98$ ,  $yr98=yr99$ . Tandis que pour le groupe avec emploi, on rejette l'hypothèse nulle que pour  $yr97=yr98$ . Donc, il semble qu'il y a une tendance. La variable temps n'a peut-être pas pu la cerner car il manquait l'année 1997 dans nos données.

### **Lien avec le contexte québécois/canadien**

Le Canada, comme la plupart de pays de l'OCDE vit un vieillissement de la population et l'apport de nouvelles technologies dans les hôpitaux engendrent plus de poids dans les dépenses, donc on fait face

à une augmentation des coûts publics et de système de santé. Le Québec, qui dépense en moyenne moins que les autres provinces dans le système de santé fait tout de même face à la même problématique. Donc, à priori, une réforme par ticket modérateur est peut-être une idée qui peut s'appliquer au Québec. Nous allons donc brièvement analyser le contexte québécois afin de voir si cette réforme aurait un impact positif pour le Québec.

Le système d'assurance de médicament public au Québec couvre à peu près 43% de la population québécoise. Parmi ceux qui utilisent l'assurance publique, on compte entre autre, les sans emploi. Donc, les personnes à l'assistance sociale, les personnes âgées etc. Étant donné qu'une grande partie de la population est couverte par l'assurance privé, le gouvernement du Québec n'a pas assez de pouvoir négociation pour contrôler les dépenses en médicaments (appels d'offre, négociations croisés, prix de référence). En fait, le Québec dépenses de 24 % à 48% de plus que la France, le Royaume-Uni, la Suède et la Nouvelle-Zélande. De plus, bien que le Québec soit la province qui ait le moins de dépenses dans le système de santé que les autres provinces au Canada, elle dépense 30% de plus sur les médicaments que la Colombie-Britannique. D'un autre côté, même les prix des médicaments génériques a été jusqu'à date plus élevé au Canada. Sans compter que le prix d'un médicament semble varier d'une ville à l'autre. Du côté des visites chez le médecin, bien des québécois se plaignent de la difficulté à avoir accès à un médecin, en fait il y a une pénurie de médecin. Malgré tout ceci, la population québécoise fait tout de même face à l'aléa-moral. En fait, un ticket modérateur peut aider à contenir les coûts des dépenses en responsabilisant les individus. Cependant, nous savons aussi que la demande pour les services médicaux des malades chroniques graves est inélastique, donc cette population sera pénalisée.

En ce moment, le Québec a instauré une réforme sur les médicaments génériques. Pour réduire ses couts, le gouvernement québécois pense qu'il faudrait réduire le prix des produits génériques qui coutent trop chères, en fait ils coûtent plus cher que les médicaments de marque! Le gouvernement veut forcer les fabricants et les détaillants à baisser les prix de fabrication car ceux-ci qui ont tendance à hausser les prix pour en tirer un plus grand bénéfice. Si l'on prend un exemple d'une réclamation estimé a 10\$ le ticket modérateur d'un couts de 3\$ est payé par les employés et un montant de 7\$ par l'assureur. Ce calcul fait avoir des gains pour les fabricants qui peuvent être estimé à 1\$ et (\$ pour les frais de pharmacien). En fait, si l'on fait une comparaison entre les médicaments génériques et les médicaments de marques une évaluation les frais moyens perçus par les pharmacies (marge du grossiste +frais d'exécution +marge de profit+ autres frais) les coûts sont de 18\$ pour les médicaments génériques et 4\$ de moins pour les médicaments de marques. Après la réforme, les médicaments

génériques seront moins chers que ceux de marques. Ainsi, pour réduire les coûts il faudrait obliger les patients à substituer les produits dit de marque par les génériques.

Cette réforme sur les médicaments génériques pourrait en partie contrecarrer les effets négatifs sur la population qui a des maladies chroniques graves en plus de diminuer les coûts pour l'assureur, donc diminuer les dépenses de l'État. De plus, les tickets modérateurs pourraient être moindres ou qui s'appliqueraient de manière différente pour cette population. Aussi, le ticket modérateur pourrait contrecarrer l'effet de la réforme des médicaments génériques, dans le sens que même si les médicaments sont moins chers, les individus devraient prendre une plus grande responsabilité en ce qui attrait au coût. En fait, même si le médicament est moins cher, le fait de savoir qu'on paye une plus grande partie pour celui-ci, aurait pour effet d'induire le consommateur à réfléchir plus avant d'acheter. Par conséquent, l'individu pourrait réfléchirait mieux au fait d'aller visiter le médecin pour obtenir une prescription. Tout ceci n'est qu'une spéculation, mais on peut aussi nommer la théorie du psychologue Khaneman qui dit que les individus sont adverses aux pertes, donc leur utilité diminue plus face à une perte qu'elle n'augmente face à un gain. Donc, même si d'un côté ont allège les coûts (ce qui peut être vu comme un bénéfice), de l'autre côté ont impose un ticket modérateur (donc un coût). Alors, l'individu aura tendance à plus réagir à l'augmentation des coûts, car il ne veut pas perdre de l'argent.

*sources p. 29-28 : 7,8,9,10,11 et 12*

### **Conclusion**

Pour conclure, nous allons essayer de répondre aux questions que nous nous sommes posées au début de notre texte, ainsi que les questions qui ont émergé à travers de l'analyse de nos données.

Pour commencer la réforme instaurée en Allemagne à la mi-année 1997 a bien eu un effet sur le nombre de visites chez le médecin. Quoique l'effet ne soit pas « révolutionnaire », il est statistiquement significatif (à court terme). On note surtout l'effet de la réforme pour l'année 1998, puis que c'est le seul moment où la réforme a été présente l'année entier, cependant l'effet est encore visible en 1999, ce qui nous indique que les gens se sont probablement habitués à moins visiter le médecin. Comme il est affiché dans le tableau 1 de nos statistiques descriptives, on passe d'une moyenne de 2.66 pour l'année 1996 à 2.35 pour l'année 1998. De plus, en exécutant de multiples régressions on arrive à la conclusion que la réforme à un impact sur la population qui varie en moyenne de -0.25 dans notre modèle incluant toutes nos variables de contrôle, pour l'année 1998. Ce chiffre diminue à -0.17 dans notre modèle à

effets fixes, et à notre avis c'est le chiffre qui est le plus plausible. Ceci représente 1/13 de la moyenne des visites chez le médecin toutes années confondues, donc 8% de moins.

Ces effets semblent être à petite échelle, mais comme on a vu ce sont des chiffres statistiquement significatifs. De plus, la réforme s'est appliquée à bien d'autres secteurs de la santé, ce qui veut dire que l'effet des tickets modérateurs chez le médecin doit s'ajouter à d'autres effets sur le système de santé, que nous n'avons pas analysés ici. Donc, les tickets modérateurs sont un moyen qui aiderait à diminuer les coûts du système de santé. Il serait intéressant de voir l'ampleur de l'effet en dollars concrets, mais cela dépasse le cadre de notre analyse.

Aussi, on note que la réforme a fait diminuer l'aléa moral car les gens ont changé leur comportement quand les tickets modérateurs ont été instaurés (sauf pour la population de personnes malades chroniques-graves). Ceci est un point important, car cela nous indique que le ticket modérateur a fait diminuer les visites superflues chez le médecin. Ceci nous indique aussi, que le gouvernement devrait conscientiser la population à visiter le médecin de manière responsable.

La réforme semble moins avoir touché les gens qui ont des maladies graves ou chroniques. En fait, c'est la conclusion que Winkelmann et d'autres auteurs qu'on a vu dans notre revue de littérature ont constaté, ceci est dû à leur demande inélastique. Le tableau 2 dans nos statistiques descriptives en témoigne, quoique ici on ne parle que de la perception de la santé de l'individu, on a en fait des variables omises en ce qui attrait à la santé. Il serait important que lors d'une réforme on tienne compte de ces personnes car une diminution des visites chez le médecin de leur part pourrait exacerber leur état, vu que dans leur cas le médecin est un besoin de base.

Pour finir, nous avons également analysé les différents groupes que nous avons vus lors de l'analyse des statistiques descriptives. On remarque que même si les femmes vont en moyenne plus chez le médecin que les hommes, la réforme a eu presque le même effet sur les deux sexes. En ce qui attrait aux groupes avec différents niveaux d'éducation, l'effet de la réforme semble être le même pour tous aussi. L'effet de la réforme semble être relativement grand si on le compare avec les gens avec emploi, mais cela semble être dû à une tendance qui était là à priori.

Pour finir, nous pensons que la réforme des tickets modérateurs pourrait avoir un effet positif sur le Québec, car il ferait diminuer l'aléa-moral. Cependant, vu qu'il y a des différences entre l'Allemagne et Québec, il faudrait instaurer un ticket modérateur qui soit convenable à la population et qui ne punisse pas les plus démunis (sans-emploi).

## Bibliographie

1. Winkelmann, Rainer. "Health care reform and the number of doctor's visits- an econometric analysis ." *Journal of applied Economics*\_19: 455-472 (2004). IDEAS. 7 Novembre 2015. Web. <http://onlinelibrary.wiley.com.proxy.bibliotheques.uqam.ca:2048/doi/10.1002/jae.764/abstract>
2. Gerfin, Michael; Schellhorn, Martin. "Nonparametric bounds on the effect of deductibles in health care insurance on doctor visits- Swiss evidence". *Health Economics*. 15:1011-1020 (2006).PubMed. Web. 7 November 2015.  
<<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/16596581>>
3. Ziebarth, Nicolas R. "Assessing the effectiveness of health care cost containment measures: evidence from the market for rehabilitation care". *International Journal of Health Care Finances and Economics*. 14:41-67(2014). PubMed.Web. 7 Novembre 2015.  
<<http://www.ncbi.nlm.nih.gov/pubmed/24306855>>
4. Farbmacher, Helmut "Copayments for doctor visits in Germany and the probability of visiting a physician - Evidence from a natural experiment." *University of Munich.de*. Discussion Paper no 2009-10. July 2009. Web. 7 Novembre 2015.  
< <http://epub.ub.uni-muenchen.de/10951/>>
5. Krůtilová, Veronika "Impact of user fees in health care system on health care consumption". *Review of Economic perspectives*.10:113-132(2010). PubMed.Web. 7 Novembre 2015  
< <http://www.degruyter.com/view/j/revexp.2010.10.issue-4/v10135-011-0001-3/v10135-011-0001-3.xml?format=INT> >
6. Schmitz, Hendrik "More health care utilisation with more insurance coverage ?". *Applied Economics*(2008). PubMed.Web. 7 Novembre 2015.  
< [http://repec.rwi-essen.de/files/REP\\_08\\_076.pdf](http://repec.rwi-essen.de/files/REP_08_076.pdf) >
7. BRETON Pascale "Opinion negative des soins de santé au Québec" .*La presse.ca* (21 janvier 2014). 4 Décembre 2015  
< <http://www.lapresse.ca/actualites/sante/201401/21/01-4730758-opinion-negative-des-soins-de-sante-au-quebec.php>>

8. LABRIE, Yanick "A-t-on besoin d'un monopole public d'assurance médicaments au Canada?". ledm (Aout 2015). 4 Décembre 2015. <[http://www.iedm.org/files/note0715\\_fr.pdf](http://www.iedm.org/files/note0715_fr.pdf)>
9. Canoe "Qu'est ce que l'assurance –médicaments du régime public (Régime général d'assurance médicaments ou RGAM) au Québec?". 4 Décembre 2015 <[http://sante.canoe.ca/channel\\_health\\_features\\_details.asp?health\\_feature\\_id=655&article\\_id=1641&channel\\_id=2048&relation\\_id=100355](http://sante.canoe.ca/channel_health_features_details.asp?health_feature_id=655&article_id=1641&channel_id=2048&relation_id=100355)>
10. BALAN Marius, Traoré San Nouhoun "La reforme des prix des médicaments génériques et les économies de coûts des régimes privés ". (Novembre 2012 ). 4 Décembre 2015 < [http://www.conseiller.ca/files/2012/10/8-generiques\\_1112.pdf](http://www.conseiller.ca/files/2012/10/8-generiques_1112.pdf)>
11. GIBEAU Elisabeth " Contrôle du coût des médicaments: nous attendons plus ". Union des consommateurs (11 Décembre 2012). 4 Décembre 2015 < <http://uniondesconsommateurs.ca/2012/contrôle-du-coût-des-médicaments-nous-attendons-plus/> >
12. TVERSKY Amos, KAHNEMAN Daniel "Loss aversion in riskless choice :a reference-dependent Model "The Quarterly Journal of Economics(Novembre 1991). 4 Décembre 2015< [http://www3.uah.es/econ/MicroDoct/Tversky\\_Kahneman\\_1991\\_Loss%20aversion.pdf](http://www3.uah.es/econ/MicroDoct/Tversky_Kahneman_1991_Loss%20aversion.pdf) >