

L'IMPACT DE LA CONTRIBUTION PARENTALE SUR LES TAUX D'ASSISTANCE SOCIALE : UNE APPROCHE D'EXPÉRIENCE NATURELLE¹

Bernard Fortin² et Gino Santarossa³

Avril 2000

Résumé

Cette étude analyse l'impact sur les taux d'assistance sociale de la contribution parentale introduite lors de la réforme de 1989. Sur le plan statistique, la nature de cette réforme permet de spécifier un groupe contrôle composé des personnes seules de 30 ans ou plus. Les divers groupes traitement sont formés des personnes seules de moins de 30 ans par catégorie d'âge. L'approche empirique proposée se fonde sur des estimateurs « différence-en-différences » souvent utilisés dans le cas d'expériences naturelles. La méthode se généralise de façon à tenir compte d'autres variables qui ont pu influencer différemment les taux d'assistance des groupes traitement et du groupe contrôle. Les résultats indiquent que la contribution parentale réduit de 19,4 % en moyenne les taux d'assistance des personnes seules de 20 ans ou moins. Cet impact diminue à 12,1 % dans le cas de celles qui sont âgées de 21 ans et devient non significatif pour les plus de 21 ans. Chez les 20 ans ou moins, l'effet négatif de la contribution parentale sur les taux d'assistance a réduit considérablement l'impact positif de la parité des barèmes accordée en 1989 aux jeunes prestataires. Ainsi, en raison de la contribution parentale, la réforme a conduit à une hausse de 3,0 % des personnes seules de 20 ans ou moins à l'aide, plutôt qu'à une augmentation de 22,0 % de cette clientèle.

¹ Les auteurs sont très reconnaissants envers Pierre Lanctôt du ministère de la Solidarité sociale pour sa collaboration à la construction de la base de donnée sur les taux d'assistance, pour avoir mis à leur disposition un document de travail sur la contribution parentale ainsi que pour ses précieux commentaires lors de discussions préliminaires à la rédaction de ce document. Ils remercient en outre Alain Boisvert pour avoir participé à la construction de séries chronologiques portant sur les prestataires à la sécurité du revenu. Ils remercient également Marco De Nicolini et Ghyslaine Morin du Ministère pour leurs suggestions fort utiles. Ils ont aussi grandement bénéficié de leurs échanges avec les participants d'un séminaire tenu au Ministère le 28 janvier 2000.

² CRÉFA et CIRANO, Département d'économique, Université Laval.

³ Direction Analyse Financière et Projets Gouvernementaux, Ministère de la Solidarité sociale. Les idées ou opinions émises dans cette étude sont attribuables aux auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles du ministère de la Solidarité sociale ou du Gouvernement du Québec.

Introduction

La réforme de la sécurité du revenu de 1989 a introduit plusieurs modifications au régime d'aide auprès des individus et des ménages défavorisés. Un des principaux changements a consisté à accorder la parité de traitement aux personnes aptes au travail sans enfant et âgées de moins de 30 ans, dans la détermination du montant des prestations. Comme ceux-ci recevaient auparavant des prestations très inférieures à celles accordées aux personnes de 30 ans ou plus, la réforme leur a permis de bénéficier d'une hausse majeure du barème à l'aide. Ainsi, dans le cas des non-participants aux mesures d'employabilité, l'augmentation a été de 121 %.

En outre, la réforme a introduit une contribution parentale (ministère de la Main-d'œuvre et de la Sécurité du revenu 1989, p.11). Cette disposition se fonde sur un principe fondamental du Code civil (article 585) selon lequel, dans l'état normal des choses, les parents doivent soutenir leurs enfants. On sollicite la contribution financière des parents dont les ressources sont jugées suffisantes, dans le calcul du montant des prestations auquel leurs enfants d'âge adulte ont droit. Cette contribution, évaluée à partir du revenu net parental, peut réduire ou même annuler le montant d'aide alloué. Dans ce dernier cas, le bénéficiaire ou le requérant de prestations n'est pas admissible au programme de sécurité du revenu. La contribution parentale permet en outre de mieux harmoniser l'aide de dernier recours au programme de prêts et bourses. En effet, ce dernier programme tient compte d'une contribution parentale dans le calcul du montant des prêts et bourses auquel a droit l'étudiant (ministère de la Main-d'œuvre et de la Sécurité du revenu 1989, p.12).

Sur le plan de la justice distributive, un des effets possibles de la contribution parentale est d'améliorer l'équité entre les jeunes de milieux favorisés et défavorisés. Ce sera le cas dans la mesure où les premiers bénéficient d'une aide parentale (non déclarée à la sécurité du revenu) à laquelle n'ont pas accès les seconds.

En rendant plus sévères les conditions d'admissibilité à l'aide de certains individus, la contribution parentale a pour effet direct de diminuer leur taux de dépendance à l'égard de ce programme, soit la fraction du temps pendant laquelle ceux-ci y séjournent. Elle peut ainsi réduire la fréquence de leurs épisodes à l'aide de même que leur durée. De plus, elle rend l'aide de dernier recours moins attrayante pour certains individus et peut donc les encourager à une plus grande autonomie financière vis-à-vis de l'État. Cet effet comportemental vient s'ajouter à l'effet direct de la contribution parentale sur les taux de dépendance à l'aide. En raison de ces mécanismes, il est d'ailleurs possible que l'effet d'attraction à l'aide engendré par la hausse des barèmes de 1989 ait été largement contrecarré par la contribution parentale, dans le cas des très jeunes adultes.

Quel est l'effet de la contribution parentale sur la dépendance à l'aide de ces personnes? Comment isoler cet effet des autres variables qui ont pu influencer cette dépendance (niveau des barèmes, conjoncture économique, restrictions dans l'assurance-emploi, changement du salaire minimum, ...)? Cette étude vise à répondre à ces questions. Plus précisément, elle a pour but d'évaluer l'impact de la contribution parentale sur les taux d'assistance sociale, c'est-à-dire sur la proportion des prestataires du programme APTE dans les groupes d'âge affectés par la contribution parentale.

Sur le plan statistique, nous exploitons les éléments de la réforme de 1989 qui font de celle-ci une expérience *quasi-naturelle*. Comme le barème des personnes seules de 30 ans ou plus n'a pas été affecté directement par la réforme et que ces individus risquent peu d'être soumis à la contribution parentale, on définit ce groupe comme étant le « groupe contrôle ». En revanche, les personnes seules adultes de moins de 30 ans constituent le « groupe traitement ». En fait, le modèle permet l'analyse de plusieurs groupes traitement distingués selon l'âge. Cette dernière distinction est particulièrement importante puisqu'on s'attend par exemple à ce que la contribution parentale produise un effet beaucoup plus marqué chez les jeunes de 18-21 ans que chez les jeunes de 22-25 ans.

L'approche économétrique retenue se fonde sur les estimateurs « différence-en-différences » souvent utilisés dans le but d'évaluer l'impact d'une expérience naturelle. Dans un contexte d'analyse de régression, on peut calculer ces estimateurs de la façon suivante. La variable dépendante est le taux d'assistance sociale selon le groupe d'âge et la période. On introduit d'abord dans le modèle des variables de contrôle habituelles (taux de chômage, barèmes de l'aide, générosité de l'assurance-emploi, salaire minimum, variables indicatrices saisonnières, ...). On notera que l'introduction de la variable barème permet de tenir compte de l'effet de la réforme associé à l'octroi de la parité dans le calcul des prestations. On introduit ensuite comme variables explicatives dans le modèle trois ensembles de variables. Un premier ensemble regroupe des variables indicatrices pour chacun des groupes traitement. Ces variables tiennent compte des « effets fixes » selon le groupe traitement. En second lieu, une variable muette indiquant si l'observation porte sur la période post-réforme est incluse dans le modèle. Cette variable tient compte de l'effet post-réforme commun à tous les groupes (contrôle et traitement). Enfin, on introduit des variables d'interaction entre cette variable post-réforme et chacune des variables indicatrices des groupes traitement. Ces variables tiennent compte de l'impact de l'après-réforme sur chacun des groupes traitement, *au-delà de l'effet commun*. Comme l'effet de la parité des barèmes est déjà pris en compte, les coefficients associés à ces variables offrent une mesure naturelle de l'impact de la contribution parentale sur chacun des groupes traitement.

La présence d'autres dispositions de la réforme de 1989 soulève cependant certains problèmes statistiques. Ainsi, cette réforme a conduit au remplacement du programme SUPRET (Supplément au revenu de travail) par le programme APPORT (Aide aux parents pour le retour au travail). Ces deux programmes visent à suppléer le revenu de travail et accroître l'intérêt financier du retour à l'emploi. Or, alors que les personnes seules de 30 ans ou plus étaient admissibles au SUPRET, elles ne sont pas admissibles à APPORT. En conséquence, attribuer à la seule contribution parentale des effets qui proviendraient de la substitution du SUPRET par le programme APPORT peut biaiser les résultats. Toutefois, nous ne croyons pas que cet effet est important, compte tenu du fait que le SUPRET s'est avéré un programme peu connu, fort complexe et difficile d'application. Pour ces raisons, il a été très peu utilisé.

Une autre disposition de la réforme de 1989 qui doit être prise en considération est la généralisation de l'accessibilité aux mesures de développement d'employabilité déjà introduites par le gouvernement à partir de 1984. On supposera dans l'analyse que la variable indicatrice commune aux groupes traitement et au groupe contrôle tient compte de cette disposition. Finalement, le partage du logement mis en place également au moment de la réforme réduit le montant des prestations accordé aux prestataires. La variable barème tient compte en partie de cette disposition. De plus, tous les autres effets résiduels non observables de cette mesure seront

supposés être captés par la variable post-réforme en interaction avec la variable indicatrice du groupe traitement des prestataires âgés de 25 à 29 ans. Cette hypothèse est valable dans la mesure où ce groupe n'est pas affecté par la contribution parentale. Ainsi, l'impact de la contribution parentale sur les groupes de 18-24 ans sera mesuré par l'effet de la variable post-réforme en interaction avec la variable indicatrice pour chacun de ces groupes, mais net de ces effets résiduels du partage du logement.

Il est possible que l'estimation de l'impact de la contribution parentale soit sujette à certains biais, dans la mesure où certaines variables post-réforme non observables ont un impact différent sur les taux d'assistance, selon qu'il s'agit des groupes contrôles ou du groupe traitement. Il peut en effet être dangereux d'attribuer à la contribution parentale un effet qui est en partie dû à l'impact de ces variables. Pour tenir compte de ces biais, nous introduirons des variables démographiques tels que le poids de chacun des groupes d'âge dans la population totale des personnes seules de 18-65 ans ainsi que des variables d'interaction entre les années d'observation et les variables indicatrices des différents groupes à l'étude.

La section 2 résume les principes et le fonctionnement général de la contribution parentale. Un portrait descriptif de l'impact du programme est présenté à la section 3. Le modèle statistique est formulé à la section 4 alors que la section 5 offre une analyse des résultats obtenus. La dernière section présente les principales conclusions de notre approche.

2. La contribution parentale

La contribution parentale influence l'admissibilité et le montant de l'aide versée aux personnes seules d'âge adulte considérées « dépendantes » de leurs parents. Un adulte est réputé dépendant et soumis à la contribution parentale, s'il ne satisfait aucune des conditions suivantes : « avoir pendant au moins deux ans, sans compter toute période durant laquelle il fréquente à temps plein un établissement d'enseignement, subvenu à ses besoins et résidé ailleurs qu'à la résidence de son père ou de sa mère »; « avoir, pendant au moins deux ans, occupé un emploi à temps plein rémunéré ou reçu, pour un tel emploi, des prestations en vertu de la Loi de 1971 sur l'assurance-chômage »¹; « être ou avoir été marié », « vivre maritalement avec une autre personne et avoir cohabité à un moment donné avec celle-ci pendant une période d'au moins un an », « avoir ou avoir eu un enfant à sa charge »; « détenir un diplôme universitaire de premier cycle »; « être enceinte depuis au moins 20 semaines, cet état devant être constaté par un certificat médical » (Loi sur la sécurité du revenu).

Également, un adulte peut être exclu de la contribution parentale dans certaines circonstances particulières : les parents sont eux-mêmes bénéficiaires de la sécurité du revenu, les parents sont introuvables ou sont décédés, les parents refusent de fournir les renseignements exigés ou encore les parents refusent de contribuer financièrement. Enfin, la disposition est applicable pour une période maximale de trois ans. Elle débute à la date à laquelle l'adulte soumis à la contribution parentale reçoit une première prestation ou aurait reçu une prestation n'eût été des revenus nets de ses parents.

¹ À partir de juin 1996, c'est la nouvelle Loi de l'Assurance-emploi qui s'est appliquée.

Le montant mensuel de la contribution parentale correspond à 40 % de la différence entre les revenus parentaux et diverses exemptions accordées par règlement, divisée par 12. Les revenus des parents considérés aux fins du calcul incluent le montant indiqué à la case Revenu net de la déclaration fiscale et un ensemble de revenus spécifiés par règlement.

La nature des critères prédispose le programme à jouer un rôle plus important dans le cas des jeunes adultes. Par exemple, les personnes plus âgées ont une probabilité plus élevée d'avoir résidé à l'extérieur du domicile parental pendant un minimum de deux années consécutives. De plus, si elles ont encouru un refus de prestations à l'âge de 18 ans, elles peuvent bénéficier de prestations trois années plus tard et ce, sans être assujetties à la contribution parentale.

Le Tableau 1 présente, pour novembre 1998, la proportion par groupes d'âge des personnes seules à la sécurité du revenu soumises à la contribution parentale. Il donne en outre une ventilation des personnes non soumises à cette mesure, selon les motifs d'exclusion.

Tableau 1 - Motifs d'exclusion de la contribution parentale pour les personnes seules à la sécurité du revenu par groupe d'âge, novembre 1998

Motifs d'exclusion	20 ans	21 à	25 à	30 ans	Ensemble des personnes seules
	et moins	24 ans	29 ans	et plus	
	%				
1. Fin de période de 3 ans ou 2 ans hors foyer et ayant subvenu à leurs besoins ou période de 2 ans de travail complété	14,8	45,4	60,4	41,0	41,4
2. Adulte non assujetti (soutien financier et hébergé)	15,6	20,5	23,8	40,0	35,8
3. Enceinte depuis plus de 20 semaines	2,5	0,8	0,2	-	0,2
4. Parents à la sécurité du revenu	34,5	16,6	3,4	0,1	3,6
5. Refus de verser la contribution	3,2	1,3	0,1	-	0,3
6. Parents introuvables	3,1	3,6	2,4	0,2	0,8
7. Refus de fournir les renseignements.	2,0	1,7	0,3	-	0,3
8. Autres motifs d'exclusion.	2,5	5,5	8,9	18,7	15,9
Assujettis à la contribution parentale	21,8	4,6	0,5	-	1,7
Total (%)	100,0	100,0	100,0	100,0	100,0
Nombre total	15775	19609	22374	212875	270633

Source : Direction de la recherche, de l'évaluation et de la statistique, Ministère de la Solidarité sociale, Québec

Les chiffres indiquent que 21,8 % des personnes seules âgées de 20 ans ou moins étaient soumises à la contribution parentale. Cette proportion chute à 4,6 % pour le groupe des 21-24 ans et à 0,5 % dans le cas des 25-29 ans. Tel que prévu, cette baisse s'explique en grande partie par la fin de la période maximale de trois ans durant laquelle la mesure peut s'appliquer ou encore par la présence d'une période de plus de deux ans hors foyer ou sur le marché du travail. Ainsi, dans le cas des 21-24 ans, 45,4% des prestataires ont été exclus de la mesure sur la base de ces critères. Ce pourcentage s'élève à 60,4 % pour le groupe des 25 à 29 ans. En fait, la très forte

majorité des personnes seules soumises à la contribution parentale ont moins de 21 ans. Selon les chiffres du Tableau 2, 76,9 % des personnes seules assujetties à la contribution parentale avaient 20 ans ou moins.

Tableau 2 – Nombre de prestataires soumis à la contribution parentale répartie selon l'âge et l'impact sur les prestations, novembre 1998

Groupes d'âge	Sans diminution de prestation		Avec diminution de prestation		Total	
	Nombre	%	Nombre	%	Nombre	%
20 ans et moins	1967	77.7	1471	75.9	3438	76.9
21 à 24 ans	497	19.6	402	20.7	899	20.1
25 à 29 ans	60	2.4	56	2.9	116	2.6
30 ans ou plus	7	0.3	9	0.5	16	0.4
Total	2531	100.0	1938	100.0	4469	100.0
%	56.6		43.4		100.0	

Source : Direction de la recherche, de l'évaluation et de la statistique, Ministère de la Solidarité sociale, Québec.

Cependant, comme l'indique le Tableau 2, la contribution parentale n'affecte pas toujours le montant des prestations alloué aux personnes soumises à la mesure. Du nombre total de personnes assujetties, plus de la moitié (56,6 %) n'ont subi aucune réduction de prestations en novembre 1998. Par ailleurs, la proportion des prestataires soumis à la contribution parentale qui ne subissent aucune baisse de prestations s'est accrue dans les dernières années (Tableau 3). En 1992, la moitié des individus soumis à la contribution parentale ont encouru une réduction de prestations. Cette proportion a diminué graduellement par la suite pour atteindre 44,1 % en 1995. Les raisons exactes de ce changement sont pour l'instant inconnues mais on peut supposer que l'évolution du revenu disponible des ménages constitue une explication, puisqu'il intervient directement dans le calcul des prestations.

Tableau 3 – Évolution du nombre de prestataires soumis à la contribution parentale et répartie selon l'impact sur les prestations.

Année	Sans diminution de prestation		Avec diminution de prestation		Total	Revenu disponible (Variation %)
	Nombre	% du total	Nombre	% du total		
1990	2125	51,0	2043	49,0	4168	6,5
1991	2327	49,4	2384	50,6	4711	4,9
1992	2949	50,2	2930	49,8	5878	2,9
1993	3541	53,3	3106	46,7	6647	2,6
1994	3484	54,7	2882	45,3	6366	-0,3
1995	3431	55,9	2712	44,1	6142	4,9

Source : Direction de la recherche, de l'évaluation et de la statistique, Ministère de la Solidarité sociale, Québec. Comptes économiques du Québec, troisième trimestre 1999.

Outre les réductions de prestations, les individus soumis à la contribution parentale peuvent également être inadmissibles à la sécurité du revenu, soit parce que leur demande est refusée à

l'entrée à l'aide, soit parce que leur prestation est annulée. Selon les estimations du ministère de la Solidarité sociale, le groupe des 20 ans ou moins est celui qui subit la plus grande part de ces refus ou annulations (Tableau 4), ce qui confirme l'impact plus marqué de la contribution parentale pour cette catégorie d'individus. Le nombre de prestataires ainsi touchés par la disposition est beaucoup moins élevé pour les individus âgés de 21 à 29 ans et presque nul pour les 30 ans ou plus. Au cours de la période analysée, le nombre de dossiers refusés ou annulés est légèrement plus élevé pour les hommes (1834) que les femmes (1524).

Tableau 4 - Estimation du nombre de dossiers refusés ou annulés en raison de la contribution parentale, novembre 1997 – octobre 1998

Groupes d'âge	Nombre	%
20 ans et moins	2342	69,7
21 à 24 ans	915	27,2
25 à 29 ans	91	2,7
30 ans ou plus	10	0,3
Sexe		
Femmes	1524	46,8
Hommes	1834	53,2
Total	3358	100,0

Source : Direction de la recherche, de l'évaluation et de la statistique, Ministère de la Solidarité sociale, Québec.

Les informations qui précèdent permettent d'évaluer le nombre et l'importance relative des individus directement touchés par la contribution parentale, soit parce qu'ils ont subi un refus ou une annulation de prestations, soit parce qu'ils ont encouru une baisse de prestations. Dans l'analyse qui suit, nous supposons que le nombre de prestataires touchés par une diminution de leurs prestations en novembre 1998 est représentatif de la situation observée sur l'ensemble de l'année 1998. Nous faisons aussi l'hypothèse que le nombre total de refus ou d'annulations au cours de novembre 1997 à octobre 1998 est représentatif du nombre de refus ou d'annulations enregistrés en 1998. La somme de ces deux effets (Tableau 5) atteint 3 813 personnes pour le groupe des 20 ans et moins, soit 27,1 % du total de prestataires appartenant à ce groupe. L'impact diminue à 1317 pour le groupe 21-24 ans, soit 7,7 % du total des prestataires de ce groupe et s'avère très peu important (0,7 %) dans le cas des individus de 25 à 29 ans.

Tableau 5 – Impact direct de la contribution parentale

Groupe d'âge	Nombre de prestataires avec diminution de prestation + nombre de refus	% du total des prestataires en 1998	Total des prestataires en 1998
20 ans et moins	3813	27,1	14 097
21 à 24 ans	1317	7,7	16 997
25 à 29 ans	147	0,7	18 905

Source : Direction de la recherche, de l'évaluation et de la statistique et DAFPG, Ministère de la solidarité sociale, Québec.

L'évaluation très succincte qui vient d'être présentée se base uniquement sur les informations fournies par les fichiers administratifs du ministère de la Solidarité sociale. Elle ne tient pas compte de l'effet dissuasif de la mesure sur les taux d'assistance. Celui-ci ne peut être estimé que par des méthodes statistiques appropriées. La prochaine section présente l'approche statistique retenue dans cette étude pour évaluer l'effet global de la contribution parentale sur les taux d'assistance.

3. Le modèle statistique

L'introduction de la contribution parentale produit deux types d'effets sur la clientèle à la sécurité du revenu : un effet comptable (ou direct) et un effet comportemental. Comme on l'a souligné dans la section 2, l'effet direct provient du fait qu'à comportement constant, certaines personnes soumises à la contribution parentale sont exclues de l'aide. Ce sera le cas lorsque la prise en compte de la contribution parentale fait en sorte que le revenu de l'individu se situe au-delà du seuil d'allocation nulle de l'aide. Ce phénomène aura donc pour effet de réduire les entrées à la sécurité du revenu et d'en accroître les sorties. Cette dernière situation sera observée lorsque le revenu parental de certains prestataires devient tel que ceux-ci ne sont plus admissibles à l'aide.

La contribution parentale peut aussi avoir un effet comportemental qui influencera les entrées et sorties à l'aide. Ainsi, en réduisant le montant de la prestation versée, la contribution parentale peut encourager une personne à poursuivre ses études, à entrer (ou demeurer) sur le marché du travail ou à vivre avec un conjoint sans retirer de l'aide, plutôt que de devenir prestataire de la sécurité du revenu. De plus, en subvenant à ses besoins tout en résidant à l'extérieur du logis parental ou encore en occupant un emploi, l'individu peut espérer être exempté de la contribution parentale dans le futur (après deux ans). À court terme, ces facteurs peuvent aussi l'inciter à ne pas devenir prestataire de l'aide. En outre, la réduction des prestations rend le marché du travail relativement plus attrayant pour un prestataire de l'aide, ce qui peut l'inciter à quitter l'aide plus rapidement. De la même façon, un prestataire peut être encouragé à retourner aux études lorsqu'il est soumis à la contribution parentale avec une baisse de prestations.

Grâce à des méthodes économétriques appropriées, il est possible d'évaluer l'impact global (*i.e.*, la somme des effets comptable et comportemental) de la contribution parentale sur les entrées et les sorties à l'aide. Deux approches peuvent être utilisées. La première se fonde sur des micro-données (Fortin et Lacroix 1997) alors que la seconde utilise des données semi-agrégées. C'est cette dernière approche que nous proposons dans le présent document. Bien que celle-ci puisse engendrer certains biais d'agrégation, elle peut avoir l'avantage de réduire les erreurs de mesure par rapport à une méthode utilisant des micro-données.

La variable dépendante que nous cherchons à expliquer est le taux d'assistance à l'aide, soit le rapport entre la clientèle des personnes seules du programme APTE et la population correspondante, pour chaque catégorie d'âge. Cette variable tient compte des effets combinés de la contribution parentale sur les entrées et les sorties à l'aide. En effet, les variations dans la clientèle à l'aide, à l'intérieur d'une période donnée, sont égales à l'écart entre les entrées et les sorties à l'aide.

Afin de présenter l'approche méthodologique retenue dans notre analyse, il nous paraît utile de proposer d'abord une version très simplifiée du modèle. Nous concentrons d'abord notre attention sur l'impact global de toutes les dispositions de la réforme (parité des barèmes, contribution parentale, ...). Nous verrons ensuite comment certaines extensions peuvent être incorporées au modèle de façon à le rendre plus réaliste et à isoler l'impact de la contribution parentale. L'idée de base de notre approche est d'exploiter la présence d'un groupe traitement et d'un groupe contrôle dans l'analyse de l'impact de la réforme. Comme nous l'avons mentionné dans l'introduction, il est naturel de supposer que les personnes seules aptes au travail de moins de 30 ans forment le groupe traitement alors que celles de 30 ans ou plus forment le groupe contrôle.

Nous ignorerons pour le moment toutes les variables observables (conjoncture économique, paramètres de l'assurance-emploi, barèmes de l'aide, ...) autres que la réforme qui ont pu affecter les taux d'assistance au cours de la période échantillonnale. L'estimateur le plus simple de l'impact global de la réforme sera donné par la différence des moyennes du taux d'assistance (en log) du groupe traitement, après et avant sa mise en place. Cet estimateur est cependant biaisé dans la mesure où les changements observés ne sont pas nécessairement liés en totalité aux effets de la réforme. Or, un ensemble de facteurs, dont ceux que l'on vient d'énumérer, ont pu également affecter les taux d'assistance au cours de la période observée. Afin d'en tenir compte, on pose d'abord l'hypothèse que les changements observés au cours de la même période dans le taux d'assistance sociale du groupe contrôle sont associés à ces facteurs. On supposera aussi que leurs effets sur les taux d'assistance des deux groupes (traitement et contrôle) sont identiques. En soustrayant de l'estimateur précédent la différence des moyennes du taux d'assistance (en log) du groupe contrôle entre les deux mêmes sous-périodes, on élimine ainsi l'impact de ces facteurs communs. L'estimateur obtenu est appelé « estimateur différence-en-différences » (*e.g.*, Meyer, Viscusi et Durbin (1995) et Mullahy (1999)). On peut l'écrire :

$$\tilde{\alpha} = (\bar{y}_{TP} - \bar{y}_{TA}) - (\bar{y}_{CP} - \bar{y}_{CA}), \quad (1)$$

où \bar{y}_{ij} représente la moyenne échantillonnale des taux d'assistance (en log) du groupe i pour la période j . L'indice T correspond au groupe traitement et l'indice C , au groupe contrôle. L'indice P correspond à la sous-période après l'introduction de la réforme et l'indice A correspond à la sous-période avant son introduction. La première expression de droite de l'équation (1) donne l'estimateur de départ, alors que la seconde expression mesure l'impact des facteurs communs aux deux groupes. La différence entre ces deux expressions permet donc d'isoler l'impact global de la réforme.

On peut donner à l'estimateur différence-en-différences une interprétation fort utile en termes d'un modèle de régression avec variables indicatrices. Soit le modèle suivant :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 d_T + \alpha_2 d_P + \alpha_3 d_T d_P + \mu_{it}, \quad (2)$$

où d_T est une variable indicatrice égale à 1 dans le cas du groupe traitement et égale à 0 autrement, d_P est une variable indicatrice égale à 1 si l'observation fait partie de la période post-réforme et égale à 0 autrement et où les μ_{it} sont des variables aléatoires normalement distribuées avec une moyenne 0 et une variance σ^2 . On suppose aussi que les variables indicatrices sont non

corrélées avec ces variables aléatoires. Dans l'équation (2), le paramètre α_0 représente la moyenne des taux d'assistance avant l'introduction de la réforme, dans le cas du groupe contrôle. Le paramètre α_1 représente l'effet sur cette moyenne de faire partie du groupe traitement plutôt que du groupe contrôle. Ce paramètre correspond donc à un effet fixe appliqué au premier groupe. Le paramètre α_2 représente l'effet de l'après-réforme, commun aux groupes contrôle et traitement. Il s'agit donc d'un effet fixe temporel. Enfin, α_3 représente l'effet de l'après-réforme sur le groupe traitement, au-delà de l'effet commun aux deux groupes. Ce dernier coefficient correspond donc à l'impact de la réforme sur le taux d'assistance du groupe traitement. Il est facile de montrer que l'estimateur des moindres carrés de α_3 est égal à l'estimateur différence-en-différences, $\tilde{\alpha}$. En effet, on a :

$$E(y_{ij} | d_T = 1, d_P = 1) = \alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 = m_{TP},$$

$$E(y_{ij} | d_T = 1, d_P = 0) = \alpha_0 + \alpha_1 = m_{TA},$$

$$E(y_{ij} | d_T = 0, d_P = 1) = \alpha_0 + \alpha_2 = m_{CP},$$

$$E(y_{ij} | d_T = 0, d_P = 0) = \alpha_0 = m_{CA}.$$

En soustrayant deux par deux ces équations et en soustrayant les résultats obtenus, on obtient donc :

$$[(\alpha_0 + \alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3) - (\alpha_0 + \alpha_1)] - [(\alpha_0 + \alpha_2) - \alpha_0] = \alpha_3 = (m_{TP} - m_{TA}) - (m_{CP} - m_{CA}). \quad (3)$$

Enfin, en remplaçant, dans (3), les moyennes m_{ij} par les moyennes échantillonnelles, on obtient l'estimateur des moindres carrés de α_3 . Celui-ci correspond bien à l'estimateur différence-en-différences de l'équation (1).

Dans le but d'isoler l'impact de la contribution parentale, il importe d'incorporer au modèle des variables de barème réel. Ces variables, qui peuvent varier selon les groupes d'âge, permettent en particulier de tenir compte de l'introduction de la parité des barèmes et du partage de logement au moment de la réforme. L'estimateur obtenu est un estimateur convergent de l'impact de la contribution parentale, si aucun autre choc n'a affecté les taux d'assistance *relatifs* des groupes traitement et contrôle au cours de la période. Or, il est clair que certaines variables ont influencé de façon différente les groupes en présence. Si on ne tient pas compte de ces facteurs, il sera dangereux d'attribuer à la seule contribution parentale des variations de clientèles qui sont dues à ceux-ci. En premier lieu, certaines politiques telles les restrictions successives à la loi de l'assurance-emploi ainsi que les changements dans la réglementation du marché du travail (e.g., normes minimales de travail) ont pu influencer différemment les clientèles à l'aide au cours de la période. En second lieu, la conjoncture économique, et en particulier la récession de 1990-93, a touché l'ensemble de la clientèle. Cependant, son impact a probablement été beaucoup plus important dans le cas du groupe traitement (les moins de 30 ans) que pour le groupe contrôle (les 30 ans ou plus). Par ailleurs, des effets saisonniers peuvent influencer l'évolution trimestrielle des taux d'assistance à l'intérieur d'une année donnée. En troisième lieu, des effets de cohorte ont pu modifier de façon différente les marchés du travail des divers groupes d'âge. Ainsi, une

baisse de l'importance relative des jeunes de 18-24 ans dans la population en âge de travailler aura pour effet d'accroître leur rareté relative sur le marché du travail. En conséquence, on doit s'attendre à ce qu'un tel choc démographique réduise leur taux d'assistance, toutes choses égales par ailleurs. Plus généralement, des chocs structurels au niveau de la demande et de l'offre sur les marchés du travail ont pu toucher différemment les taux d'assistance de ces groupes d'âge.

En outre, il importe de relâcher l'hypothèse selon laquelle la contribution parentale a eu le même effet sur les différents groupes d'âge formant le groupe traitement. En effet, la section précédente a permis de mettre en évidence le fait que cette mesure a eu un impact plus important sur les très jeunes clientèles (*e.g.*, les 18-21 ans) que sur les clientèles plus âgées (*e.g.*, les 25-29 ans).

Le modèle de régression présenté plus haut peut être généralisé de façon à tenir compte de ces divers éléments. Il s'agit d'une part d'introduire autant de variables indicatrices (seules et en interaction avec la variable post-réforme) que de sous-groupes traitement retenus dans l'analyse. D'autre part, on ajoute un vecteur de variables explicatives qui visent à tenir compte des facteurs autres que la réforme qui influencent les taux d'assistance. Ces variables peuvent aussi être incluses au modèle en interaction avec les variables indicatrices des groupes traitement, de façon à ce que l'impact de ces variables puisse varier selon les sous-groupes. Sous ces conditions, l'équation (2) devient :

$$y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1' D_T + \alpha_2 d_p + \alpha_3' D_T d_p + \alpha_4' x + D_T' A x + \mu_{it}, \quad (4)$$

où D_T est maintenant un vecteur de variables indicatrices des sous-groupes traitement, x est un vecteur de variables explicatives (barèmes réels de la sécurité du revenu, paramètres de l'assurance-emploi, salaire minimum, taux de chômage, variables indicatrices de l'année correspondant au trimestre t , ...), α_1 , α_3 et α_4 sont des vecteurs de paramètres et A est une matrice de paramètres.

Dans l'équation (4), le vecteur de paramètres α_3 mesure l'impact de la contribution parentale, pour chaque sous-groupe traitement. En effet, il mesure l'effet de la période post-réforme sur chacun de ces sous-groupes, au-delà de l'effet commun aux groupes traitement et contrôle, donné par α_2 . On peut ainsi qualifier α_3 d'estimateur différence-en-différences généralisé. Le vecteur α_1 identifie les effets fixes selon les groupes d'âge. Le vecteur α_4 mesure l'effet de chaque variable explicative x_j faisant partie de x sur le taux d'assistance du groupe contrôle. Le coefficient a_{ij} , représentatif de la matrice A , correspond à l'effet de la variable explicative x_j sur le sous-groupe traitement i , au-delà de son effet sur le groupe contrôle.

Jusqu'ici, on a supposé que les termes aléatoires μ_{it} étaient homoskédastiques (*i.e.*, variance identique). Il est cependant vraisemblable de supposer que la variance de ces termes varie selon les différents groupes d'âge. Nous utiliserons l'estimateur de la matrice variance-covariance des paramètres estimés proposé par Greene (1997, p. 635). Celui-ci est robuste à toute forme d'hétéroskédasticité et constitue une extension de l'estimateur de White (1980) au cas d'un modèle avec effets fixes. On doit remarquer que l'estimateur ne tient pas compte de l'autocorrélation des erreurs¹. Ce problème ne semble pas trop dommageable cependant. En effet,

¹ Arellano (1987) propose un estimateur robuste de la matrice variance-covariance des erreurs tenant compte simultanément des problèmes d'autocorrélation et d'hétéroskédasticité. Toutefois, les résultats asymptotiques de cet estimateur supposent que le nombre d'individus du « pooling » d'observations tend vers l'infini tandis que le

des tests d'autocorrélation présentés plus loin ne rejettent pas l'hypothèse d'absence d'autocorrélation des erreurs pour les différents groupes d'âge.

Précisons finalement que certaines variables explicatives ont un impact sur les taux d'assistance sociale échelonné sur plusieurs trimestres. C'est le cas notamment du taux de chômage, de la générosité de l'assurance-emploi et du salaire minimum réel. En intégrant les effets présents et retardés de ces variables dans le vecteur x de variables explicatives, le modèle de l'équation (4) fait partie de la famille des modèles à retards échelonnés. Puisque cette étude se concentre principalement sur les effets de long terme des variables explicatives, nous utilisons l'approche proposée par Wickens et Breusch (1988). Ceux-ci utilisent de simples transformations algébriques du modèle à retards échelonnés afin d'obtenir directement les multiplicateurs de long terme. Les coefficients associés aux logarithmes naturels des variables explicatives représentent ces effets de long terme, lorsque les effets retardés sont exprimés en différence première du logarithme naturel de x .

Par ailleurs, le problème de régression fautive (« Spurious Regression »), bien connu dans le cadre de l'analyse des séries chronologiques non-stationnaires, se manifeste également en présence de variables non-stationnaires de type « panel »¹. Kao (1999) démontre par exemple que l'estimateur des moindres carrés ordinaires avec effets fixes non-aléatoires appliqué à l'équation (5) et contraint à une seule variable explicative, est convergent. Cependant, la statistique t , diverge de la loi standard normal. Par conséquent, l'inférence statistique des paramètres de ce modèle à partir des tables standards est erronée.

Plusieurs approches ont été développées pour tester la non stationnarité des variables de type « Panel » ainsi que la présence de relation à long terme (cointégration) entre des variables non-stationnaires. Nous utilisons le test de stationnarité de Levin et Lin (1993) pour la variable sur les taux d'assistance et le test Dickey-Fuller ajusté des séries chronologiques pour les variables explicatives à valeurs fixes à travers les groupes d'âge. L'estimation par moindres carrés ordinaires de l'équation (4) doit produire des résidus μ_{it} stationnaires en présence d'une ou plusieurs variables non stationnaires afin de permettre l'utilisation des tables standards. Dans le cas de stationnarité des résidus, il y a présence de cointégration entre les variables. Le test de cointégration de Pedroni (1999) est le plus approprié à ce jour pour tester l'hypothèse nulle de non-cointégration en présence d'équation incorporant plusieurs types d'effets hétérogènes. Ce test permet en effet la présence d'effets fixes, de tendances déterministes spécifiques à chaque groupe du « pooling » et un maximum de sept régresseurs dont les effets peuvent également varier à travers les membres du « pooling ». Comme nous le verrons plus loin, l'estimation de l'équation (4) dans sa forme finale incorpore toutefois des effets interactifs entre les effets fixes des groupes d'âge et l'effet temps. De plus, elle intègre un nombre élevé de régresseurs en raison des retards sur les variables explicatives. Les résultats asymptotiques de Pedroni ne peuvent être appliqués à cette forme fonctionnelle et nous devons limiter l'application du test à une forme simplifiée de ce modèle où les effets interactifs et les retards sur les variables explicatives sont absents. Le test est ainsi considéré comme indicateur probable de cointégration entre les variables.

nombre d'observations chronologiques de chaque individu demeure fixe. Dans cette étude, nous avons plutôt la situation inverse et l'estimateur ne peut donc être utilisé.

¹ Voir Banerjee (1999), Maddala et Wu (1999), Kao (1999) et Pedroni (1999).

4. Les données

Les observations sur la variable dépendante du modèle, soit le taux d'assistance par groupes d'âge et par unité de temps, sont obtenues de la façon suivante. Pour calculer le numérateur, on utilise les données sur le nombre de personnes seules participant au programme APTE à compter du troisième trimestre de 1989. Avant cette date, les données excluent toutes personnes seules inaptes au travail. Ces données sont mensuelles au départ et proviennent des fichiers administratifs du ministère de la Solidarité sociale. Elles sont disponibles de 1977 à 1998 et ventilées selon neuf groupes d'âge, soit un groupe par année de 18 ans à 24 ans, un groupe de 25 à 29 ans et un groupe de 30 ans ou plus. Afin de réduire les problèmes d'autocorrélation des termes d'erreur, on utilise la moyenne trimestrielle des données. Un « pooling » de données en série chronologique et coupe transversale de 792 observations (9 groupes \times 88 trimestres) compose donc la base de données et répond ainsi aux impératifs méthodologiques du modèle.

Pour calculer les taux d'assistance, chaque observation du « pooling » est divisée par la population totale du groupe d'âge i au trimestre t . Les données démographiques proviennent des Recensements de Statistique Canada. Elles sont disponibles sur une base annuelle mais des données trimestrielles sont obtenues par simple interpolation.

Les graphiques 2.1 à 2.4 présentés à la fin du document illustrent l'évolution des taux d'assistance par groupe d'âge. Les taux d'assistance des 18-20 ans après la réforme ont connu une croissance moins importante par rapport aux autres groupes de prestataires. Les effets de la récession 90-93 et de la hausse des barèmes semblent avoir eu un impact marqué chez les prestataires de plus de 21 ans alors que le graphique 2.1 illustre des effets moins importants chez les 18-20 ans. Il est possible que pour ce groupe d'âge, l'effet de la hausse des barèmes et de la récession ait été limité par l'instauration de la contribution parentale. Également, les très jeunes adultes peuvent être incités à prolonger leurs études ou à y effectuer un retour en période de conjoncture économique difficile. Ce phénomène a aussi pour effet de réduire l'impact d'un ralentissement de l'activité économique sur le taux d'assistance de ce groupe. Seule une approche économétrique permettra d'isoler l'effet de la contribution parentale.

La base de données incorpore également un « pooling » de facteurs explicatifs. Ces variables expliquent les variations dans les taux d'assistance qui sont ou non liées aux effets de la réforme de 1989. La nature semi-agrégée des données fait en sorte que le « pooling » inclut principalement des variables qui varient avec le temps mais demeurent fixes pour chaque groupe d'âge¹. Toutes les variables continues sont exprimées en log, de sorte que les coefficients représentent des élasticités. Les barèmes réels de la sécurité du revenu selon les groupes à l'étude sont introduits dans certaines versions du modèle, de façon à tenir compte des facteurs autres que la contribution parentale qui font partie de la réforme de 89. En outre, une variable de générosité de l'assurance-emploi² de même que le salaire minimum réel sont ajoutés au modèle, dans le but de tenir compte des autres politiques pouvant influencer les taux d'assistance. La conjoncture

¹ Dans le cas d'un panel d'individus observés au cours d'une période, on peut obtenir plusieurs types de facteurs explicatifs: fixes pour tous les individus et variables avec le temps, variables selon les individus et fixes avec le temps, variables selon les individus et le temps.

² La générosité de l'assurance-emploi est mesurée par le rapport entre le nombre maximal de semaines de prestations d'assurance-emploi et le nombre minimal de semaines de travail requis pour être admissible à ce programme. Ce ratio évolue en fonction de la moyenne mobile sur trois mois du taux de chômage non-saisonnalisé. Le taux de remplacement net du salaire par l'assurance-emploi a aussi été introduit mais n'a jamais été significatif.

économique influence de manière marquée l'évolution cyclique du taux d'assistance sociale. Son effet est mesuré à l'aide du taux de chômage des hommes de 25 ans ou plus. De plus, une variable indicatrice interagit avec le taux de chômage à compter du premier trimestre de 1990. Le coefficient associé à cette variable d'interaction tient compte de l'effet différencié de la grande récession de 1990-93 et de la lente reprise qui a suivi¹.

Par ailleurs, trois variables indicatrices des trimestres sont incluses pour tenir compte des effets saisonniers (les trois premiers mois de l'année définissent le trimestre de référence). Les effets de cohorte sont approximés par une variable de taux de population, mesurant le rapport entre la population d'un groupe d'âge donné et la population totale de 18 à 64 ans. Enfin, des variables indicatrices de l'année ainsi que ces mêmes variables en interaction avec les différents groupes d'âge sont introduites de façon à tenir compte d'autres variables non-observables influençant les taux d'assistance.

Le Tableau 6 présente quelques statistiques échantillonales portant sur les variables explicatives selon les périodes avant et après réforme. Les variables de barèmes réels sont une mesure approximative du montant des prestations effectivement reçu par les prestataires (en dollars de 1992). Avant 1989, les barèmes réels sont mesurés à partir des barèmes accordés aux personnes seules pour chacune des catégories d'âge. Après 1989, une moyenne pondérée des barèmes (incluant la taxe de vente québécoise) en fonction des catégories d'employabilité à la sécurité du revenu et du partage de logement² est calculée³. La parité des barèmes accordée en 1989 aux prestataires de moins de 30 ans (combinée aux autres sources de variation des barèmes) a produit une hausse de 122 % du niveau moyen des prestations réelles au cours de la période après réforme pour cette clientèle. Cette hausse favorise naturellement l'augmentation du taux d'assistance pour ce groupe de prestataires. Par ailleurs, le Graphique 1 illustre la très faible variabilité des barèmes avant et après la réforme de 1989. Cette caractéristique ne facilite pas l'identification de l'impact de la contribution parentale, en raison de la forte collinéarité entre la variable de barème réel et la variable mesurant l'impact de la contribution parentale.

¹ Le taux de chômage déjà présent dans le modèle capte l'effet moyen de la conjoncture économique sur les taux d'assistance. Les cycles économiques ont des amplitudes et des durées qui varient dans le temps et peuvent avoir des effets non-linéaires, d'où l'inclusion d'une variable de chômage en interaction avec les trimestres de 1990-98.

² Le partage du logement a été introduit le 1^{er} août 1989 dans le cadre de la *Loi sur la sécurité du revenu*. Cette mesure consiste essentiellement à réduire de 100\$ le montant du barème accordé au prestataire si celui-ci partage son logement avec une autre personne.

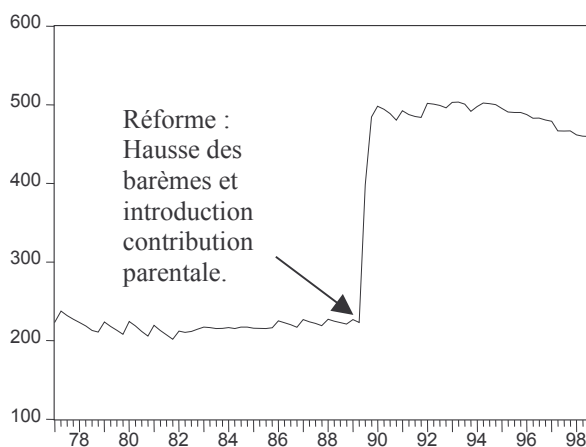
³ La construction du barème agrégé s'effectue en deux étapes. Premièrement, une moyenne pondérée (M1) des barèmes à la sécurité du revenu est calculée. Les pondérations utilisées sont une moyenne sur la période post-réforme des ratios mensuels entre le nombre de prestataires seuls APTE assujettis à l'un des quatre barèmes d'employabilité et le nombre total de prestataires seuls APTE. Deuxièmement, on réduit M1 des montants (85\$, 93\$ ou 100\$ selon la période) déterminés par la disposition du partage de logement pour obtenir un barème M2. Une moyenne pondérée de M1 et M2 où les poids sont obtenus par une moyenne sur la période post-réforme des ratios des personnes seuls APTE qui partagent ou non un logement et le nombre total de prestataires seuls APTE donne le barème agrégé.

Tableau 6 –Caractéristiques échantillonnales, moyenne observée des facteurs sur les périodes avant et après réforme

Variable	Avant réforme	Après réforme	Changement (%)
Barème réel moins de 30 ans	218,3 (6,7)	485,4 (25,3)	122,4
Barème réel 30 ans ou plus	590,6 (13,1)	488,6 (21,9)	-17,3
Taux de chômage	9,1 (1,6)	10,4 (1,4)	1,3
Salaire minimum réel	6,3 (0,9)	5,9 (0,4)	-6,3
Générosité non-monétaire Ass.-emp.	3,1 (0,5)	2,1 (0,6)	-32,3
Taux de population (%)			
18 ans	2,8 (0,4)	2,1 (0,1)	-0,7
19 ans	2,9 (0,4)	2,1 (0,1)	-0,8
20 ans	3,0 (0,4)	2,1 (0,1)	-0,9
21 ans	3,0 (0,3)	2,1 (0,1)	-0,9
22 ans	3,1 (0,2)	2,1 (0,1)	-1,0
23 ans	3,1 (0,1)	2,1 (0,2)	-1,0
24 ans	3,0 (0,1)	2,2 (0,2)	-0,8
25-29 ans	14,7 (0,1)	12,2 (1,5)	-2,5
30 ans ou plus	64,4 (2,0)	73,1 (2,0)	8,7
Nombre d'observations	50	38	

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses. Les statistiques sont calculées sur les périodes 77.1 à 89.2 et 89.3 à 98.4 pour les périodes avant et après réforme respectivement.

Graphique 1 -- Barèmes réels des prestataires moins de 30 ans



Les chiffres du Tableau 6 montrent peu d'écart entre les niveaux moyens du taux de chômage au cours des deux périodes pré- et post-réforme. La récession de 1990-1993 a eu toutefois des répercussions majeures sur le marché du travail et conséquemment sur les taux d'assistance sociale.

Le salaire minimum réel moyen ne présente pas de différence significative avant et après la réforme mais reste néanmoins en progression constante depuis 1986. En outre, les changements importants apportés au régime d'assurance-emploi au cours des années 1990, notamment en ce qui concerne les restrictions sur le nombre de semaines d'admissibilité au régime ainsi que sur le nombre de semaines de travail requis, ont diminué la générosité de ce régime. L'indice de générosité de l'assurance-emploi permet de mesurer l'importance de ces changements. Au cours de la période d'après réforme, le niveau moyen de l'indice a chuté de 32 % favorisant ainsi l'arrivée de nouveaux prestataires à la sécurité du revenu et réduisant les incitations à quitter ce programme. On doit ainsi s'attendre à ce que l'effet global des restrictions apportées au programme d'assurance-emploi soit de hausser les taux d'assistance. Enfin, les taux de population moyens, c'est-à-dire le rapport entre la population d'un groupe d'âge et la population totale de 18 à 64 ans, ont diminué pour l'ensemble des groupes d'âge de moins de 30 ans au cours de la période post réforme. Pour les individus de 30 ans ou plus, ce taux a augmenté de façon importante (gain de 8,7 unités de pourcentage).

5. Résultats

Le Tableau 7 présente les résultats des estimateurs différence-en-différences du modèle simplifié et fournit donc une mesure de l'effet global de la réforme (incluant la parité des barèmes et la contribution parentale) sur les taux d'assistance sociale par groupes d'âge. Cet estimateur se calcule à partir des différentes composantes de l'expression de droite de l'éq. (3).

Selon les chiffres de ce tableau, les taux d'assistance moyens ont diminué entre la période pré- et la période post-réforme, dans le cas des 20 ans et moins (colonne 5). Cependant, on observe que cette réduction (en pourcentage) devient moins importante avec l'âge. En revanche, les taux d'assistance se sont accrus dans le cas des 21 à 29 ans et la hausse augmente avec l'âge. Ces changements incluent toutefois les effets d'un ensemble de facteurs pouvant affecter l'évolution des clientèles à l'aide. Il importe donc d'éliminer l'impact des facteurs communs à l'ensemble des groupes contrôle et traitement. La colonne (6) du Tableau 7 rapporte le changement en

Tableau 7 – Estimateurs différence-en-différence de l'impact de la réforme de 89 sur les taux d'assistance (en log) selon l'âge

	Taux d'assistance moyen (en log) Groupes traitement, Personnes seules 18 à 29 ans		Taux d'assistance moyen (en log) Groupe contrôle, Personnes seules 30 ans ou plus		Différences		Différence en différences [(5)-(6)]
	Après réforme (1)	Avant Réforme (2)	Après réforme (3)	Avant réforme (4)	[(1)-(2)] (5)	[(3)-(4)] (6)	
18 ans :	-3,077 (0,159)	-2,813 (0,403)	-3,267 (0,073)	-3,499 (0,391)	-0,264 (0,055)	0,232 (0,069)	-0,496 (0,078)
19 ans :	-2,863 (0,174)	-2,694 (0,416)	-3,267 (0,073)	-3,499 (0,391)	-0,169 (0,057)	0,232 (0,069)	-0,401 (0,080)
20 ans :	-2,866 (0,198)	-2,858 (0,418)	-3,267 (0,073)	-3,499 (0,391)	-0,008 (0,058)	0,232 (0,069)	-0,240 (0,082)
21 ans :	-2,890 (0,221)	-3,053 (0,412)	-3,267 (0,073)	-3,499 (0,391)	0,163 (0,058)	0,232 (0,069)	-0,069 (0,082)
22 ans :	-2,923 (0,241)	-3,246 (0,405)	-3,267 (0,073)	-3,499 (0,391)	0,323 (0,058)	0,232 (0,069)	0,091 (0,082)
23 ans :	-2,968 (0,260)	-3,412 (0,391)	-3,267 (0,073)	-3,499 (0,391)	0,444 (0,058)	0,232 (0,069)	0,212 (0,082)
24 ans :	-3,013 (0,267)	-3,549 (0,380)	-3,267 (0,073)	-3,499 (0,391)	0,536 (0,057)	0,232 (0,069)	0,304 (0,081)
25-29 ans :	-3,140 (0,259)	-3,841 (0,379)	-3,267 (0,073)	-3,499 (0,391)	0,701 (0,057)	0,232 (0,069)	0,469 (0,080)

Notes : Les écarts-types sont entre parenthèses. Le taux d'assistance sociale moyen pré-réforme est la moyenne des taux d'assistance sociale (en log) sur la période 77.1 à 89.2 tandis que le taux d'assistance social moyen post-réforme est basé sur la période 89.3 à 98.4.

pourcentage du taux d'assistance moyen dans le cas du groupe contrôle (les 30 ans ou plus), soit une augmentation de 23,2 % entre les deux périodes. Les estimateurs différence-en-différences présentés dans la colonne (7) correspondent à la variation du taux moyen d'assistance pour chaque groupe traitement, amputée de la hausse observée pour le groupe contrôle. Selon les résultats obtenus, la réforme de 1989 aurait augmenté les taux d'assistance dans le cas des 23-29 ans et ces effets sont statistiquement significatifs. Par ailleurs, elle aurait produit une baisse statistiquement significative des taux dans le cas des 21 ans et moins. Cette réduction des taux s'avère en outre plus marquée dans le cas des groupes d'âge les plus jeunes.

Bien que ces résultats d'estimation soient probablement entachés de biais importants, il n'en reste pas moins qu'ils corroborent l'hypothèse selon laquelle la contribution parentale produit une baisse des taux d'assistance, dans le cas des plus jeunes clientèles. Tel est le cas, puisque l'autre élément important de la réforme, soit la parité des barèmes pour les moins de 30 ans, a vraisemblablement eu pour effet de hausser le taux d'assistance des groupes traitement.

Tel qu'on l'a mentionné dans la section 4, il est possible d'élargir l'approche de façon à tenir compte des variables observables et non-observables qui ont pu influencer les taux d'assistance relatifs des groupes traitement par rapport au groupe contrôle. Il s'agit de développer l'approche sous forme d'un modèle de régression et d'introduire des variables explicatives pertinentes (voir l'équation (4)). Le Tableau 8 à la fin du document présente les résultats d'estimation des taux d'assistance lorsqu'on introduit de façon séquentielle différentes variables explicatives au modèle, dans le but de mieux cerner l'impact de la contribution parentale.

La colonne (A) présente les estimateurs de l'équation (2) généralisée à plusieurs groupes traitement. Il s'agit donc d'un modèle de régression correspondant exactement aux estimateurs différence-en-différences simples du Tableau (7). Les coefficients associés aux variables d'effet post-âge (D18Dp à D2529Dp) sont donc les estimateurs de l'impact de la réforme de 1989 sur les différents groupes d'âge. Ils représentent l'impact de l'après-réforme, au-delà de l'effet commun donné par le coefficient de la variable Dp. On notera que les écarts-type utilisés dans le calcul des statistiques t sont probablement non-convergens, car ils imposent l'homoskedasticité des termes d'erreur entre les groupes d'âge. En conséquence, on présente aussi les statistiques z obtenues à partir de l'estimateur de la matrice variance-covariance proposée par Greene (1997, p.635). Ces statistiques sont robustes à l'hétéroskedasticité et sont asymptotiquement distribuées selon une t de Student.

Les colonnes (B) à (F) introduisent séquentiellement des variables de contrôle dans le modèle. La colonne (B) ne fait qu'introduire dans le modèle précédent des variables trimestrielles (trois variables pour chaque groupe d'âge) de façon à tenir compte de la saisonnalité dans l'évolution des taux d'assistance. Les coefficients estimés sont très peu affectés par ces variables. De plus, on ne peut rejeter l'hypothèse que les effets saisonniers sont nuls (statistique $F = 0,174$) au seuil de confiance de 5 %.

La colonne (C) ajoute au modèle des variables de barème réel (pour les 24 ans ou moins, les 25-29 ans et les 30 ans ou plus), une variable de salaire minimum réel, une variable de générosité de l'assurance-emploi, une variable de taux de population (fraction de chacun des groupes dans la population des 18-65 ans) et enfin des variables de taux de chômage en interaction avec les groupes d'âge. La structure de délais retenue pour ces différentes variables est présentée en haut du tableau. Elle a été choisie à partir de plusieurs spécifications et de nombreux tests. Les coefficients qui sont rapportés pour ces différentes variables correspondent à leurs effets de long terme sur les taux d'assistance. Tel que confirmé par le test de Fisher ($F = 86,886$), ces variables apportent conjointement un élément explicatif significatif à l'évolution des taux d'assistance. Prises individuellement, les variables sont également toutes significatives à l'exception des barèmes pour les jeunes prestataires de moins de 30 ans. Comme cette spécification tient compte des variations dans les barèmes, les coefficients des variables d'effet post-âge sont des estimateurs de l'impact de la contribution parentale par groupe d'âge. Il est intéressant de constater que l'effet est négatif et significatif pour les prestataires de 21 ans et moins et qu'il diminue également avec l'âge. De plus, pour ce groupe d'âge, l'effet s'avère de beaucoup supérieur à l'effet global de la réforme tel qu'estimé par les coefficients correspondants de la colonne (A). Ce résultat n'est guère surprenant puisque l'impact global de la réforme inclut l'effet de la parité des barèmes. Or celui-ci joue dans la direction opposée à celui de la contribution parentale.

La colonne (D) introduit dans le modèle des effets fixes annuels. Ces variables ont pour but de tenir compte des chocs non observables qui ont pu affecter également (en pourcentage) les taux d'assistance des différents groupes d'âge. Le test de Fisher ($F = 52,127$) confirme l'impact significatif de ces facteurs sur l'évolution des taux. De plus, ils ont pour effet de réduire l'impact de la contribution parentale dans le cas des 18-21 ans par rapport aux estimateurs de la colonne (C). Les coefficients estimés indiquent que la contribution parentale réduirait de 78,0 % et 69,9% le taux d'assistance moyen des jeunes de 18 et 19 ans respectivement et de 54,0% celui des jeunes de 20 ans. En revanche, selon les tests obtenus à partir de la statistique z , la contribution parentale n'aurait pas d'impact significatif dans le cas des groupes de personnes seules plus

âgées. La colonne (E) ajoute une variable d'interaction entre le taux de chômage et une variable indicatrice des trimestres de la période 1990-1998. Le test statistique confirme que cette variable est significative à 5 %. De plus, la contribution parentale aurait eu un impact négatif et significatif sur les taux d'assistance de tous les groupes d'âge de moins de 25 ans.

La dernière colonne (colonne (F)) du Tableau 8 présente les résultats de la spécification la plus complète. Celle-ci permet aux effets annuels de varier d'un groupe d'âge à l'autre. On vise ainsi à tenir compte de variables non observables (*e.g.*, changements structurels dans le marché du travail pour chaque groupe d'âge) qui ont influencé les taux d'assistance *relatifs* des groupes traitement et contrôle au cours de la période échantillonnale. La statistique de Fisher nous permet de conclure que les variables annuelles par groupes d'âge sont conjointement significatives. De plus, un test du multiplicateur de Lagrange proposé par Baltagi (1995, p.93) nous conduit à ne pas rejeter l'absence d'autocorrélation des résidus dans cette spécification (statistique ML = 0,0102). Les coefficients des variables d'effet post-âge de cette colonne donnent ainsi une mesure appropriée de l'impact de la contribution parentale. Les effets post-âge des groupes de 20 ans ou moins sont tous significatifs mais plus faibles que dans les spécifications précédentes. Ainsi, les résultats indiquent une réduction d'environ 19 % du taux d'assistance sociale due à la contribution parentale. Cette baisse chute à 12,1 % pour les 21 ans. Enfin, le programme n'aurait aucun effet significatif sur le taux d'assistance des prestataires plus âgés. Ces résultats corroborent les statistiques descriptives sur les réductions, refus ou annulations de prestations selon lesquels davantage de prestataires de 18 à 20 ans sont touchés par le programme de contribution parentale.

Il est pertinent d'analyser plus en détails les autres coefficients de la colonne (F), puisque cette spécification conduit à des estimateurs plus adéquats que ceux qui sont présentés dans les autres colonnes du tableau. Selon les résultats de cette spécification, une hausse de 10 % du barème de l'aide de dernier recours engendre une augmentation de 1,80 % du taux d'assistance, dans le cas des personnes seules de 24 ans ou moins, et de 2,91 % pour les 25-29 ans. Ces résultats peuvent être utilisés pour analyser l'impact de l'introduction de la parité des barèmes en 1989. Cette politique a accru les barèmes moyens réels de 122,4 %. ce qui aurait conduit à une hausse de 22,0 % du taux d'assistance chez les 24 ans ou moins et de 35,6 % chez les 25-29 ans. D'après ces calculs, la réforme de 1989 aurait eu pour effet net d'accroître de 3,0 % (= 22,0 % - 19 %) les taux d'assistance chez les 20 ans ou moins. La contribution parentale a ainsi presque annulé l'impact positif de la parité des barèmes sur cette clientèle. Comme la contribution parentale n'a eu aucun effet significatif sur les plus de 21 ans, la réforme a conduit à une hausse importante du taux d'assistance de ce groupe d'âge relativement à celui des 20 ans ou moins.

Selon les résultats de cette spécification, une hausse du salaire minimum a pour effet de réduire le taux d'assistance global à l'aide alors qu'une baisse de la générosité de l'assurance-emploi conduit à une hausse significative de ces taux. En outre, les résultats confirment que les variations dans le taux de chômage des 25 ans et plus conduisent à des changements dans la même direction des taux d'assistance. Il est également remarquable de constater que la sensibilité à la conjoncture économique de la clientèle à l'aide s'avère beaucoup plus forte dans le cas des groupes d'âge les plus jeunes.

Par ailleurs, le test de Fisher confirme que les taux d'assistance des hommes et des femmes diffèrent de façon significative¹. L'impact significatif de la contribution parentale pour les 18-20 ans chez les femmes est plus élevé (20,2%) que chez les hommes où il atteint 16,5% en moyenne (colonne (f) tableaux (9) et (10)). La contribution parentale réduit également de 21,1% les taux d'assistance des femmes de 21 ans. Celles qui sont âgées de 22 à 24 ans subissent un impact plus modérée (12,1%) de leur taux d'assistance, mais les tests z confirment ces résultats avec un risque plus élevé d'erreur. Pour leur part, les hommes âgés de 21 ans ou plus ne sont pas affectés par la contribution parentale. En résumé, la mesure affecte les taux d'assistance des femmes de manière plus importante que ceux des hommes.

Enfin, le test de stationnarité de Dickey-Fuller ne peut rejeter l'hypothèse nulle de non stationnarité du taux de chômage, du salaire minimum réel, de la générosité non-monétaire de l'assurance-emploi et des barèmes réels dans les deux cas de présence et d'absence d'une tendance déterministe dans l'équation estimée (tableau 11). De même, le test de Levin et Lin confirme également que le « pooling » des taux d'assistance est non stationnaire. Pour s'assurer de la validité des inférences statistiques précédentes, le test de cointégration de Pedroni est appliqué sur le modèle sans les effets interactifs entre l'âge et le temps et les variables explicatives retardés et ce pour les raisons évoqués précédemment. Comme l'indique le tableau (12), le test rejette l'hypothèse nulle de non cointégration (résidus non stationnaires) pour chacune des trois statistiques calculées. Puisque le modèle estimé pour le test n'est pas identique à celui de la forme fonctionnelle finale permettant d'inférer l'impact de la contribution parentale (colonne (f)), le test de Pedroni n'indique que la présence probable de cointégration entre les variables du modèle.

¹ La statistique $F = 824,932$ soit largement supérieure au seuil critique. Le test utilisé est décrit dans Baltagi (1995) p.49 ou Hsiao (1986) p.15.

6. Conclusion

Cette étude porte sur l'analyse de l'impact de la contribution parentale sur les taux d'assistance sociale, c'est-à-dire sur la proportion de différents groupes démographiques qui sont bénéficiaires de l'aide de dernier recours. Une analyse descriptive des données montre que la mesure réduit ou annule le montant des prestations surtout chez les jeunes prestataires de 18 à 20 ans. On montre aussi que la contribution parentale peut avoir des effets dissuasifs sur la décision de devenir prestataire de l'aide et qu'elle peut aussi encourager les prestataires à quitter le programme plus rapidement. Ces effets comptables et comportementaux ont pour conséquence de réduire les taux d'assistance.

Afin d'évaluer l'impact global de la mesure, on utilise une approche statistique fondée sur les estimateurs « différence-en-différences ». Cette méthode exige la définition de groupes traitement et d'un groupe contrôle. Dans notre analyse, le groupe contrôle est formé des personnes seules de 30 ans ou plus alors que les groupes traitement sont formés par celles de moins de moins de 30 ans, selon différentes catégories d'âge. L'approche consiste essentiellement à associer le plus précisément possible les changements en pourcentage dans les taux d'assistance à la période qui a suivi l'introduction de la contribution parentale. L'analyse tient compte des facteurs communs aux groupes traitement et contrôle qui ont pu influencer l'évolution des taux d'assistance. Elle cherche aussi à isoler l'impact de la contribution parentale des chocs qui auraient pu affecter les taux d'assistance relatifs de ces groupes (conjoncture économique, effets de cohorte, changement des barèmes de l'aide, ...).

Selon les résultats d'estimation, la contribution parentale réduit de 19,4 % en moyenne les taux d'assistance sociale des personnes seules de 20 ans ou moins et de 12,1 % celui des personnes seules de 21 ans. La mesure n'a pas d'effet significatif sur les groupes de prestataires plus âgés. Chez les 20 ans ou moins, cet impact négatif de la contribution parentale a compensé presque entièrement l'effet positif de la parité des barèmes accordée en 1989 aux prestataires de moins de 30 ans. En raison de la contribution parentale, l'effet global de la réforme a été une hausse de 3,0 % des prestataires de 20 ans ou moins plutôt qu'une augmentation de 22,0 % de cette clientèle.

Bibliographie

Arellano, M. (1987), «Computing Robust Standard Errors for Within-Groups Estimators. » *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49, pp.431-434.

Baltagi, Badi H. (1995), *Econometric Analysis of Panel Data*, John Wiley & Sons, 257 pp.

Banerjee, A. (1999), « Panel Data Unit Roots and Cointegration : an Overview », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue*, 607-629.

Fortin B., et Lacroix G. (1997), « Welfare Benefits, Minimum Wage Rate and the Duration of Welfare Spells: Evidence from a Natural Experiment in Canada », cahier de recherche 97-08, CRÉFA, Université Laval.

Greene W.H. (1997), *Econometric Analysis*, Prentice- Hall Inc., 1075 pp.

Hamilton J.D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, 799 pp.

Hsiao, C. (1986), « Analysis of Panel Data, Cambridge University Press, 244 pp.

Kao, C. (1999), « Spurious Regression and Residual-Based tests for Cointegration in Panel Data », *Journal of Econometrics*, 90, 1-44.

Maddala, G.S. et Wu S. (1999), « A Comparative Study of Unit Root Tests with Panel Data and a new Simple Test », *Oxford Bulletin of Economics And Statistics, Special Issue*, 631-652.

Ministère de la Main-d'œuvre et de la Sécurité du revenu (1989), *La sécurité du revenu, En bref*, Dépôt légal – deuxième trimestre 1989, Bibliothèque nationale du Québec, 31 pp.

Meyer B.D., W. Viscusi et D.L Durbin.(1995), « Workers Compensation and Injury Duration : Evidence from a Natural Experiment », *American Economic Review*, vol.85, no.3, pp.322-340.

Mullahy John (1999), « Interaction Effects and Difference-in-Difference estimation in loglinear models, NBER Technical Working Paper 245, novembre.

Newey, W et K. West (1987), « A Simple Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix », *Econometrica*, 55, 703-708.

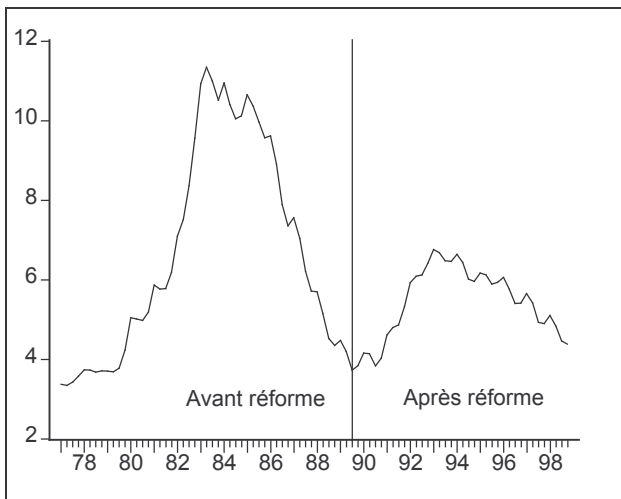
Pedroni, P. (1999), « Critical values for cointegration tests in heterogeneous panels with multiple regressors », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Special Issue*, 653-670.

Wickens, M.R. et T.S. Breusch (1988), « Dynamic specification, the long-run and the estimation of transformed regression models », *Economic Journal*, 98,189-205.

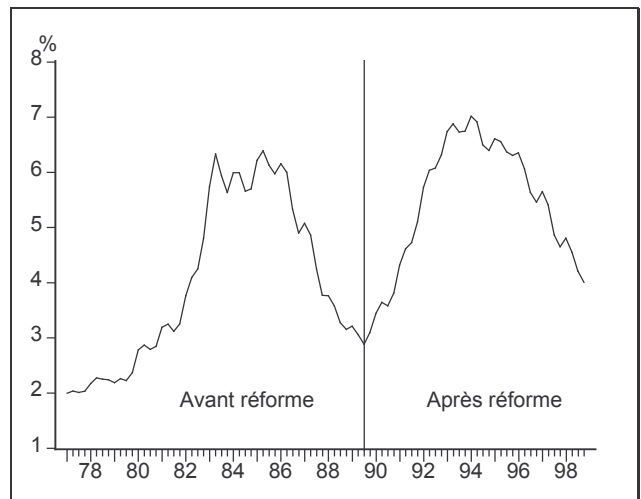
White, H. (1980), « A Heteroskedasticity-consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity », *Econometrica*, 48, 817-838.

Taux d'assistance sociale par groupe d'âge, Périodes pré et post réformes

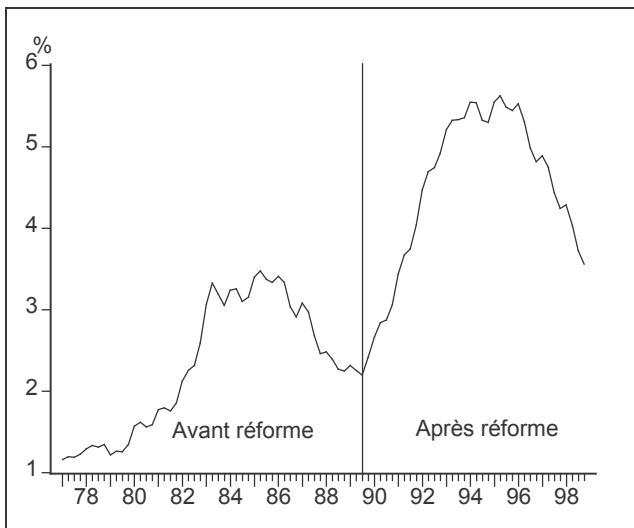
Graphique 4.1
Groupe 18-20 ans



Graphique 4.2
Groupe 21-24 ans



Graphique 4.3
Groupe 25-29 ans



Graphique 4.4
Groupe 30 ans ou plus

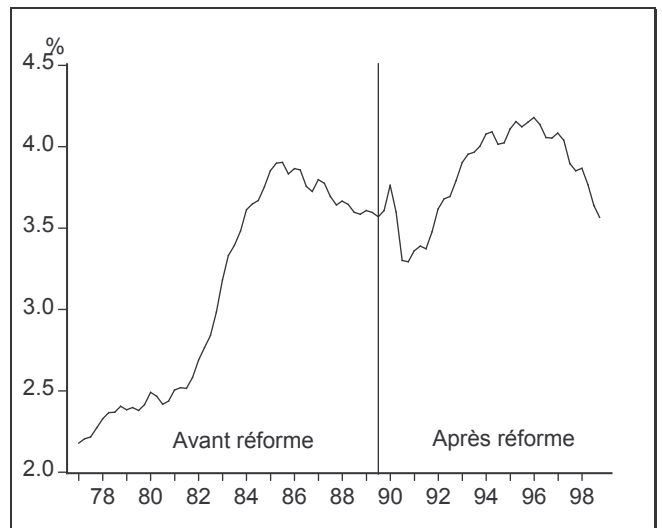


Tableau 8
Estimation des taux d'assistance sociale

Modèle différence-en-différences, MCO, 77.1 à 98.4, données trimestrielles
Spécification des retards : Sm= 1, Gac = 4, u =4. (*)

	(A)		(B)		(C)		(D)		(E)		(F)				
	Coeff	t-ols	z-asy	(**)	Coeff	t-ols	z-asy	Coeff	t-ols	z-asy	Coeff	t-ols	z-asy		
Effet fixe par gr. d'âge	Oui				Oui			Oui			Oui				
Effet s saisonniers par gr. d'âge	Non	-3,499	-76,737	-118,146	Oui	-3,493	-46,280	-81,072	Oui	-4,910	-2,501	-2,783	-0,751	-0,239	-0,432
Effets année	Non	0,231	3,336	7,272	Oui	0,232	3,295	7,313	Oui	0,317	4,582	6,094	0,010	0,122	0,256
Effets année par gr. d'âge	Non	-0,496	-5,056	-7,120	Non	-0,496	-4,974	-7,153	Oui	-0,684	-4,782	-6,591	-0,192	-1,647	-3,185
Effet récession 90-93	Non	-0,401	-4,084	-5,572	Non	-0,400	-4,008	-5,584	Non	-0,597	-4,172	-5,910	-0,194	-1,660	-3,278
Effet autres facteurs (taux de chômage, barème, etc.)	Non	-0,240	-2,445	-3,251	Non	-0,238	-2,392	-3,250	Oui	-0,499	-3,489	-4,998	-0,195	-1,674	-3,334
	Non	-0,068	-0,690	-0,905	Oui	-0,066	-0,662	-0,889	Oui	-0,360	-2,453	-1,563	-0,121	-1,037	-2,024
	Non	0,092	0,934	1,212	Oui	0,094	0,940	1,249	Oui	-0,196	-1,339	-0,851	-0,380	-2,651	-3,817
	Non	0,213	2,172	2,813	Oui	0,215	2,157	2,857	Oui	-0,413	-2,885	-4,120	-0,378	-2,634	-3,838
	Non	0,304	3,103	4,039	Oui	0,306	3,073	4,093	Oui	-0,074	-0,506	-0,320	-0,383	-2,658	-3,966
	Non	0,469	4,783	6,307	Oui	0,471	4,725	6,372	Oui	0,010	0,069	0,044	-0,056	0,288	0,185
Barème réel 18-24 ans (D1824Bm)					Oui	0,373	2,430	2,168	Oui	0,074	0,513	0,329	0,158	1,120	1,506
Barème réel 25-29 ans (D2529Bm)					Oui	0,267	0,802	0,485	Oui	0,160	0,675	0,384	-0,292	-1,256	-1,310
Barème réel 30ans+ (D30+Bm)					Oui	1,129	2,600	5,303	Oui	1,037	3,524	3,072	0,961	3,300	3,800
Salaires minimum réel (Sm)					Oui	-0,631	-11,613	-9,570	Oui	-1,008	-2,765	-3,125	-1,575	-4,330	-4,827
Générosité ass.-chô. (Gac)					Oui	-0,416	-11,752	-12,351	Oui	-0,183	-1,584	-1,788	-0,339	-2,907	-3,147
Taux de Population					Oui	0,563	8,459	6,456	Oui	0,392	8,210	5,685	0,666	13,374	10,369
Taux de chômage 18 ans (D18u)					Oui	1,956	19,994	18,705	Oui	0,954	7,325	6,670	0,987	8,097	7,445
Taux de chômage 19 ans (d19u)					Oui	2,096	21,601	24,510	Oui	1,105	8,492	8,893	1,118	9,188	10,041
Taux de chômage 20 ans (d20u)					Oui	2,140	22,201	27,014	Oui	1,160	8,924	9,967	1,127	9,278	10,567
Taux de chômage 21 ans (D21u)					Oui	2,119	22,082	27,587	Oui	1,151	8,848	10,212	1,066	8,773	10,196
Taux de chômage 22 ans (D22u)					Oui	2,099	21,905	25,182	Oui	1,136	8,733	10,011	0,996	8,188	9,394
Taux de chômage 23 ans (D23u)					Oui	2,058	21,488	21,261	Oui	1,098	8,439	9,406	0,915	7,524	8,449
Taux de chômage 24 ans (D24u)					Oui	2,007	20,965	18,931	Oui	1,049	8,065	8,613	0,839	6,889	7,579
Taux de chômage 25-29ans (D25u)					Oui	1,864	19,266	18,052	Oui	0,917	7,022	7,474	0,698	5,720	6,328
Taux de chômage 30+ (D30+u)					Oui	0,578	5,946	9,165	Oui	-0,357	-2,724	-2,730	-0,466	-3,761	-3,683

(*) : Les coefficients des variables au temps t avec effets retardés incorporés dans le modèle sont interprétés comme les effets de long terme de la variable sur le taux d'assistance sociale. Le salaire minimum réel (sm8), la générosité de l'assurance-emploi (gmmac) et le taux de chômage (u) ont tous des effets retardés sur les taux d'assistance sociale. Cette interprétation des coefficients dérive directement de la forme algébrique de l'équation. Toutes les variables dépendantes et indépendantes continues du modèle sont exprimées en log.

(**) : La variable z-asy représente la statistique t-student asymptotique construite à partir d'un estimateur robuste de la matrice variance-covariance des coefficients estimés. Ce estimateur est convergent en présence d'hétéroskédasticité. La variable z-asy donne une mesure asymptotiquement non-biaisée du test.

Tableau 9
Estimation de taux d'assistance sociale, Homme

Modèle différence-en-différences, MCO, 77.1 à 98.4, données trimestrielles
Spécification des retards : Sm= 1, Gac = 4, u =4. (*)

	(A)	(B)	(C)	(D)	(E)	(F)
Effet fixe par gr. d'âge	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effet s saisonniers par gr. d'âge	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Effets année	Non	Non	Non	Oui	Oui	Oui
Effets année par gr. d'âge	Non	Non	Non	Non	Non	Oui
Effet récession 90-93	Non	Non	Non	Non	Oui	Oui
Effet autres facteurs (taux de chômage, barème, etc.)	Non	Oui	Oui	Oui	Oui	Oui
Test Fisher (seuil de confiance = 5%). Chaque test est séquentiel : (B) par rapport à (A), (C) par rapport à (B), etc.		• F = 0,298 → Effet saisonnier non significatif.	• F = 93,428 → Facteurs exogènes significatifs.	• F = 53,754 → Effet temps significatif.	• F = 5,063 → Effet récession significatif.	• F = 6,024 → Effet age*temps significatif.
Constante	Coeff	Coeff	Coeff	Coeff	Coeff	Coeff
	t-ols	t-ols	t-ols	t-ols	t-ols	t-ols
	z-asy	z-asy	z-asy	z-asy	z-asy	z-asy
	(*)					
	-4,171	-4,162	-8,967	-4,631	-1,338	-1,160
	-81,933	-49,495	-3,038	-2,174	-0,646	-0,333
	-94,367	-64,342	-5,727	-1,965	-0,793	-0,643
	0,401	0,402	0,049	0,139	0,215	-0,060
	5,178	5,125	0,523	1,886	2,944	-0,640
	8,352	8,412	1,006	1,349	3,867	-1,505
	-0,565	-0,564	-6,343	-4,569	-0,548	-0,157
	-5,160	-5,079	-5,924	-2,792	-3,629	-1,213
	-0,432	-3,871	-5,272	-2,317	-0,448	-0,161
	-3,942	-4,931	-5,272	-3,781	-2,968	-1,239
	-4,919	-4,931	-5,272	-2,317	-3,965	-2,513
	-0,256	-0,254	-4,269	-1,601	-0,374	-0,178
	-2,341	-2,289	-4,269	-1,601	-2,476	-1,378
	-2,916	-2,914	-4,269	-1,601	-3,360	-2,797
	-0,084	-0,081	-3,231	-0,878	-0,234	-0,029
	-0,765	-0,936	-3,231	-0,878	-1,550	-0,228
	-0,956	-0,936	-3,231	-0,878	-2,092	-0,447
	0,062	0,064	-2,354	-0,272	-0,266	-0,079
	0,698	0,578	-2,354	-0,272	-1,758	-0,616
	0,170	1,553	-1,770	0,139	-0,275	-0,530
	1,910	1,770	-1,770	0,139	-1,815	-0,963
	0,245	2,227	-1,452	0,394	-1,874	-0,069
	2,754	2,802	-1,452	0,394	-2,694	-0,532
	4,448	4,503	0,047	0,665	1,443	-0,130
	0,398	3,600	0,047	0,665	1,502	-0,607
	4,448	4,503	0,047	0,665	1,502	-1,177
Barème réel 18-24 ans (D1824Bm)			0,584	0,070	0,119	0,232
Barème réel 25-29 ans (D2529Bm)			0,311	0,709	0,533	0,331
Barème réel 30ans+ (D30+Bm)			0,709	-0,071	-0,039	1,242
Salaires minimum réel (Sm)			0,311	0,864	0,511	1,242
Générosité ass.-chô. (Gac)			0,709	1,514	2,842	1,242
Taux de Population			-0,670	-11,427	-9,189	-2,048
Taux de chômage 18 ans (D18u)			-0,510	-13,376	-13,868	-8,114
Taux de chômage 19 ans (d19u)			0,551	7,673	5,830	-5,125
Taux de chômage 20 ans (d20u)			2,276	21,562	19,727	-6,047
Taux de chômage 21 ans (D21u)			2,383	22,764	25,244	0,787
Taux de chômage 22 ans (D22u)			2,373	22,821	28,606	0,754
Taux de chômage 23 ans (D23u)			2,323	22,435	29,366	1,103
Taux de chômage 24 ans (D24u)			2,272	21,970	24,733	5,791
Taux de chômage 25-29ans (D25u)			2,251	21,781	21,171	8,507
Taux de chômage 30+ (D30+u)			2,218	21,465	19,197	9,083
			2,134	20,450	19,616	5,672
			1,075	10,241	13,653	5,541
			0,002	0,013	0,013	4,434
			0,002	0,013	0,013	5,786
			0,002	0,013	0,013	6,076
			0,002	0,013	0,013	5,697
			0,002	0,013	0,013	4,765
			0,002	0,013	0,013	5,904
			0,002	0,013	0,013	5,020
			0,002	0,013	0,013	5,236

(*) : Les coefficients des variables au temps t avec effets retardés incorporés dans le modèle sont interprétés comme les effets de long terme de la variable sur le taux d'assistance sociale. Le salaire minimum réel (sm8), la générosité de l'assurance-emploi (gmac) et le taux de chômage (u) ont tous des effets retardés sur les taux d'assistance sociale. Cette interprétation des coefficients dérive directement de la forme algébrique de l'équation. Toutes les variables dépendantes et indépendantes continues du modèle sont exprimées en log.

(**) : La variable z-asy représente la statistique t-student asymptotique construite à partir d'un estimateur robuste de la matrice variance-covariance des coefficients estimés. Cet estimateur est convergent en présence d'hétéroskedasticité. La variable z-asy donne une mesure asymptotiquement non-biaisée du test.

Tableau 10
Estimation des taux d'assistance sociale, Femme

Modèle différence-en-différences, MCO, 77,1 à 98,4, données trimestrielles

Spécification des retards : Sm= 1, Gac = 4, u = 4, (*)

	(A)		(B)		(C)		(D)		(E)		(F)	
	Oui	z-asy	Oui	z-asy	Oui	z-asy	Oui	z-asy	Oui	z-asy	Oui	z-asy
Effet fixe par gr, d'âge	Oui		Oui		Oui		Oui		Oui		Oui	
Effet s saisonniers par gr, d'âge	Non		Oui		Oui		Oui		Oui		Oui	
Effets année	Non		Non		Non		Oui		Oui		Oui	
Effets année par gr, d'âge	Non		Non		Non		Non		Non		Oui	
Effet récession 90-93	Non		Non		Non		Non		Oui		Oui	
Effet autres facteurs (taux de chômage, barème, etc.)	Non		Non		Oui		Oui		Oui		Oui	
Test Fisher (seuil de confiance = 5%), Chaque test est séquentiel : (B) par rapport à (A), (C) par rapport à (B), etc.			• F = 0,060 → Effet saisonnier non significatif,		• F = 69,383 → Facteurs exogènes significatifs,		• F = 44,796 → Effet temps significatif,		• F = 2,368 → Effet récession significatif,		• F = 9,063 → Effet age*temps significatif,	
Constante	-4,225	-107,267	-273,668	-4,224	-64,660	-187,616	-17,187	-6,725	-6,388	-16,123	-5,944	-5,870
Effet Post Commun (Dp)	0,024	0,396	1,327	0,024	0,389	1,330	0,550	6,552	6,033	0,598	6,870	7,010
Effet Post 18 ans (D18Dp)	-0,389	-4,584	-6,914	-0,389	-4,509	-6,944	-0,889	-5,785	-4,609	-0,898	-5,580	-7,075
Effet Post 19 ans (D19Dp)	-0,346	-4,077	-5,863	-0,345	-3,999	-5,874	-0,863	-5,618	-4,492	-0,824	-5,121	-6,579
Effet Post 20 ans (D20Dp)	-0,224	-2,645	-3,612	-0,224	-2,593	-3,617	-0,746	-4,863	-3,890	-0,706	-4,390	-5,678
Effet Post 21 ans (D21Dp)	-0,079	-0,938	-1,259	-0,079	-0,913	-1,254	-0,593	-3,866	-3,091	-0,692	-4,303	-5,576
Effet Post 22 ans (D22Dp)	0,070	0,823	1,093	0,071	0,821	1,114	-0,439	-2,864	-2,286	-0,579	-3,593	-4,615
Effet Post 23 ans (D23Dp)	0,188	2,220	3,055	0,189	2,191	3,079	-0,310	-2,023	-1,603	-0,560	-3,472	-4,501
Effet Post 24 ans (D24Dp)	0,291	3,427	4,876	0,291	3,379	4,912	-0,206	-1,345	-1,063	-0,555	-3,429	-4,538
Effet Post 25-29 ans (D25-29Dp)	0,450	5,309	8,375	0,451	5,226	8,424	-0,790	-3,405	-3,630	-0,754	-3,258	-4,265
Barème réel 18-24 ans (D18-24Bm)				-0,507	-1,604	-1,549	-0,790	-3,405	-3,630	-0,754	-3,258	-4,265
Barème réel 25-29 ans (D25-29Bm)				-0,084	-0,526	-0,508	-0,047	-0,320	-0,252	0,060	0,388	0,558
Barème réel 30ans+ (D30+Bm)				0,654	1,793	1,651	0,870	3,302	3,675	0,516	1,813	2,506
Salaires minimum réel (Sm)				2,221	3,902	8,316	2,523	6,525	6,278	2,522	6,128	6,230
Générosité ass.-chô, (Gac)				-0,686	-13,207	-11,968	-0,661	-1,813	-2,003	-0,989	-2,551	-2,848
Taux de Population				-0,295	-9,312	-10,729	-0,094	-0,817	-0,908	-0,197	-1,584	-1,711
Taux de chômage 18 ans (D18u)				0,600	9,368	7,769	0,424	9,028	7,305	0,642	12,245	10,082
Taux de chômage 19 ans (D19u)				1,621	17,408	17,099	0,794	6,120	5,700	0,811	6,264	5,904
Taux de chômage 20 ans (D20u)				1,772	19,186	22,402	0,957	7,382	7,604	0,972	7,520	8,039
Taux de chômage 21 ans (D21u)				1,837	20,013	22,761	1,034	7,978	8,709	1,028	7,967	8,864
Taux de chômage 22 ans (D22u)				1,807	19,768	22,855	1,015	7,835	8,836	0,948	7,348	8,247
Taux de chômage 23 ans (D23u)				1,784	19,539	21,883	0,997	7,697	8,718	0,907	7,024	7,881
Taux de chômage 24 ans (D24u)				1,680	18,411	18,931	0,897	6,920	7,600	0,766	5,928	6,521
Taux de chômage 25-29ans (D25u)				1,565	17,152	16,262	0,784	6,048	6,314	0,620	4,798	5,145
Taux de chômage 30+ (D30+u)				1,236	13,419	14,111	0,469	3,608	3,727	0,320	2,466	2,621
				-0,010	-0,106	-0,164	-0,765	-5,849	-5,752	-0,849	-6,449	-6,201

(*) : Les coefficients des variables au temps t avec effets retardés incorporés dans le modèle sont interprétés comme les effets de long terme de la variable sur le taux d'assistance sociale. Le salaire minimum réel (sm8), la générosité de l'assurance-emploi (gmac) et le taux de chômage (u) ont tous des effets retardés sur les taux d'assistance sociale. Cette interprétation des coefficients dérive directement de la forme algébrique de l'équation. Toutes les variables dépendantes et indépendantes continues du modèle sont exprimées en log.

(**) : La variable z-asy représente la statistique t-student asymptotique construite à partir d'un estimateur robuste de la matrice variance-covariance des coefficients estimés. Cet estimateur est convergent en présence d'hétéroscédasticité. La variable z-asy donne une mesure asymptotiquement non-biaisée du test.

Tableau 11
Test de stationnarité

Variables avec effets temps,
Test individuel Dickey-Fuller (ajusté)

Variables	Cas 1			Cas 2		
	# obs.	<i>l</i>	($\rho - 1$)	# obs.	<i>l</i>	($\rho - 1$)
Taux de chômage (u)	86	4	-0,152	87	4	-0,109
Salaire minimum réel (sm8)	87	4	-0,017	87	4	-0,034
Gén.Non-monnaire ass.-emp. Assurance-emploi (GNMAE)	87	4	-0,130	87	4	-0,032
Barème réel moins 30 ans	87	4	-0,074	87	4	-0,018
Barème réel 30 ans ou plus	87	4	-0,132	87	4	-0,020

Note : Toutes les variables sont exprimées en log. Les données sont trimestrielles et la période d'observation s'échelonne du premier trimestre 1976 au dernier trimestre 1998; cette période varie selon le niveau de retard *l* de la variable. * : Hypothèse de non-stationnarité (Ho) rejetée à 5%. Les valeurs critiques sont tirées d'Hamilton (1994). À noter que les valeurs critiques pour le cas 2 sont tirées de la loi standard normal (voir Hamilton (1994)).

Variables type « pooling »
Test de Levin et Lin (1993)

Variables	Cas 1						Cas 2					
	# obs.	<i>l</i>	$t_{\rho-1}$	Facteurs d'ajustement		$t_{\rho-1}$ ajusté	# obs.	<i>l</i>	$t_{\rho-1}$	Facteurs d'ajustement		$t_{\rho-1}$ ajusté
				Moyenne	Écart-type					Moyenne	Écart-type	
Taux d'assistance	9*85	5	-0,462	-0,578	0,728	0,396	9*85	5	-1,728	-0,521	0,789	-1,217

Notes : La statistique $t_{\rho-1}$ suit une loi normale standard. * : Hypothèse de non-stationnarité (Ho) rejetée à 5%.

Tableau 12
Test Pedroni de cointégration

Équation estimée : $y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 D_T + \alpha_2 d_p + \alpha_3 D_T d_p + \alpha_4 x + D_T A x + \mu_{it}$							
(Voir équation 4 p.11 pour une description des paramètres et variables)							
Tests (type groupe)	# <i>obs.</i>	<i>l</i>	<i>m</i>	Statistiques	Facteurs d'ajustement		Statistiques Ajustées
					Moyenne	Variance	
Test ρ	9*85	5	7	-174,487	-36,494	140,756	-5,479 *
Test t (non- paramétrique)	9*85	5	7	-18,794	-4,217	0,518	-8,535 *
Test t (paramétrique)	9*85	5	7	-22,596	-4,217	-4,217	-13,818 *

Notes : * : Hypothèse de non-cointégration (Ho) rejetée à 5%. Les statistiques ajustées sont toutes distribuées selon une loi standard normale. Les facteurs d'ajustement sont tirés de Pedroni (1999). *l* désigne le niveau de retard inclut dans le calcul des statistiques et *m* le nombre de régresseurs de l'équation estimée; les variables explicatives retardées ne sont pas incorporées dans l'équation non plus que les effets interactifs entre les effets groupes et l'effet temps.