



# RPC

*Phase II  
Prestations  
d'invalidité*



## Rapport d'évaluation

Offre de travail et  
mieux-être des  
travailleurs âgés

---

Régime de pensions du Canada  
Prestations d'assurance-invalidité,  
offre de travail et  
mieux-être des travailleurs âgés

Évaluation et exploitation des données  
Politique stratégique  
Développement des ressources humaines Canada  
Août 1997

---

---

## REMERCIEMENTS

---

Je suis redevable à Courtney Coile, Kevin Frisch et, plus particulièrement, Sue Dynarski de leur excellente aide en recherche, à Doug Bernheim, John Bound, Peter Diamond, Louis Kaplow, Don Parsons et les participants des séminaires aux universités Harvard et Brown et au NBER de leurs utiles commentaires, à Marilyn Knock et Ging Wong de leurs observations et de leur précieux concours à l'étape de la collecte de données, à Bernard Dussault et Pierre Plamondon de l'inlassable patience avec laquelle ils m'ont expliqué les caractéristiques institutionnelles du régime canadien d'assurance invalidité, et à Développement des ressources humaines Canada et au National Institute of Aging de leur aide financière. Je précise enfin que les opinions exprimées dans cette étude m'appartiennent et ne sont pas nécessairement partagées par Développement des ressources humaines Canada.

---

# TABLE DES MATIÈRES

---

SOMMAIRE .....	i
1. INTRODUCTION.....	1
2. CONTEXTE .....	5
AI CANADIENNE.....	5
COMPARAISON AVEC L'AI AMÉRICAIN.....	7
AI ET COMPORTEMENT DES TRAVAILLEURS ÂGÉS - DONNÉES AMÉRICAINES.....	8
AI ET COMPORTEMENT DES TRAVAILLEURS ÂGÉS - DONNÉES CANADIENNES .....	11
3. DONNÉES UTILISÉES DANS L'ANALYSE.....	12
4. ORIENTATION MÉTHODOLOGIQUE .....	14
ESTIMATION DE DIFFÉRENCE DU DEUXIÈME DEGRÉ.....	14
MODÈLES PARAMÉTRÉS.....	15
5. RÉSULTATS .....	18
MOYENNES .....	18
RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DE DIFFÉRENCE DU DEUXIÈME DEGRÉ.....	18
MODÈLE PARAMÉTRÉ .....	19
AUTRES HYPOTHÈSES À CONSIDÉRER .....	20
6. CONSÉQUENCES SUR LE PLAN DU BIEN-ÊTRE.....	24
THÉORIE .....	24
CONSÉQUENCES SUR LE PLAN DU BIEN-ÊTRE - EXÉCUTION DU CALCUL .....	28
7. CONCLUSIONS.....	32
8. BIBLIOGRAPHIE .....	36



---

## SOMMAIRE

---

L'assurance invalidité est un régime public qui soutient le revenu des gens qu'une invalidité rend incapables de continuer à travailler. La difficulté de définir l'invalidité a cependant fait craindre que ce régime ne vienne en réalité financer la retraite anticipée de travailleurs qui ne sont pas véritablement handicapés. Un aspect primordial de l'évaluation de l'ordre de grandeur optimal des indemnités d'assurance invalidité est donc l'élasticité de la réaction de l'offre de travail à ces prestations. Il s'est révélé difficile d'estimer ce paramètre dans le contexte du régime américain où tous les travailleurs ont un même barème d'indemnisation. Toutefois, au Canada, l'existence de régimes distincts au Québec et dans le reste du Canada en rend l'étude possible.

En janvier 1987, on a majoré de plus de 150 \$ par mois les indemnités d'invalidité dans le Régime de pensions du Canada (RPC), mais non pas dans le Régime des rentes du Québec (RRQ). Dans cette étude, nous considérons la hausse de ces indemnités du RPC par rapport aux prestations correspondantes du RRQ par deux méthodes, à savoir une analyse de différence du deuxième degré et l'utilisation d'un modèle de taux de remplacement. Les résultats impliquent un degré d'élasticité de 0,25 à 0,32 de l'inactivité par rapport aux indemnités versées dans le RPC.

Si la réaction d'offre de main-d'oeuvre est appréciable, ce n'est pas nécessairement dire qu'on a eu tort de majorer les prestations d'invalidité du RPC. Les résultats de l'application d'un modèle simple de bien-être social indiquent que la valeur pour la société d'une augmentation des prestations d'assurance sociale peut l'emporter sur les coûts même si cette réaction est importante.



---

# 1. INTRODUCTION

---

Un des principaux régimes d'assurance sociale qui existent dans tout le monde industrialisé est l'assurance invalidité (AI). Aux États-Unis, on compte plus de 5 millions d'assurés et les indemnités versées approchent des 40 milliards (Département de la Santé et des Services humains des États-Unis, 1994). Au Canada, on dénombre quelque 340 000 assurés et les prestations servies dépassent les 3 milliards (ministère du Développement des ressources humaines). En proportion du PIB, les deux pays dépensent à peu près autant en assurance invalidité.

En théorie, l'AI indemnise les travailleurs physiquement incapables de trouver un travail qui leur convient. L'invalidité semblerait un état idéal à cibler pour les administrateurs de régimes appelés à affecter les ressources à ceux qui ont véritablement besoin d'un soutien de revenu. Toutefois, dans la pratique, il est difficile d'établir si des travailleurs sont réellement invalides. Diverses études révèlent que le mode de constatation des invalidités est entaché d'erreurs appréciables<sup>1</sup>. Vu la difficulté de bien constater l'invalidité et les généreuses indemnités offertes, maints observateurs ont fait valoir que l'AI vient largement déformer les décisions professionnelles et se trouve, pour l'essentiel, à «subventionner» une retraite anticipée des travailleurs âgés pour qui il est des plus ardu de bien définir les invalidités susceptibles de mettre fin à la vie professionnelle.

Par ailleurs, d'autres analystes soutiennent que la vaste majorité des bénéficiaires de l'AI sont véritablement invalides et incapables de travailler contre rémunération, d'où l'idée que toute déformation des décisions d'offre de travail reste infime. Cet argument implique que les gains de bien-être découlant d'une redistribution des ressources au profit des invalides à faible revenu l'emportent sur le coût d'une diminution de l'offre de main-d'oeuvre. Un facteur critique d'évaluation de cette affirmation et de modélisation de l'ordre de grandeur souhaitable des indemnités AI consistera donc à estimer empiriquement l'élasticité de la réaction de l'offre de travail à l'importance des prestations.

Aux États-Unis, les études abondent sur les effets des indemnités d'invalidité sur l'offre de main-d'oeuvre. Il s'est toutefois révélé malaisé d'évaluer cette réaction comportementale dans le contexte américain, et ce, parce que l'AI américaine verse des indemnités qui varient selon les travailleurs principalement en fonction de leur revenu antérieur. Il reste que les antécédents de revenu du travail seront fort probablement en étroite corrélation avec la propension à travailler à un âge plus avancé, et qu'il est difficile de distinguer les effets comportementaux de l'AI de ces différences de

---

1 Ces études sont recensées dans Parsons (1991a).



propension. Ce qu'il faut pour isoler ces effets, c'est cerner les différences d'importance des avantages entre les travailleurs indépendamment de la propension foncière à travailler à un âge plus avancé.

De telles différences sont apparues dans le contexte de l'AI canadienne, qui ressemble fort à l'AI américaine sauf - distinction essentielle - qu'il existe au Canada deux régimes, à savoir le Régime des rentes du Québec (RRQ) et le Régime de pensions du Canada (RPC) s'appliquant dans toutes les provinces canadiennes à l'exception du Québec. Ces régimes sont identiques à maints égards, mais depuis les premières années de la décennie 1970, les indemnités ont augmenté plus rapidement dans le régime québécois. À la fin de 1986, elles étaient bien plus généreuses que les indemnités du RPC, notamment pour les travailleurs qui gagnaient peu avant de devenir invalides. En janvier 1987, le RPC a majoré ses indemnités pour que les deux régimes soient d'une égale générosité. La hausse a été de presque 2 000 \$ par an. En moyenne, cela représente une augmentation de 36 % du taux de remplacement du RPC par rapport à celui du RRQ. Cette évolution considérable des différences de générosité des régimes est précisément le genre de changement par lequel on peut évaluer la réaction de l'offre de travail aux indemnités AI. Un tel changement de politique est l'occasion de faire une étude différentielle de l'évolution des indemnités, car ici ce sont seulement les travailleurs hors Québec qui ont été touchés.

Cette évaluation vise principalement à estimer, par ce changement de politique, l'élasticité de la réaction de l'offre de travail aux indemnités AI dans le cas des travailleurs âgés. Aux fins de cette analyse, nous exploitons les données de l'Enquête sur les finances des consommateurs (EFC), enquête transversale annuelle qui livre des renseignements sur les caractéristiques démographiques et économiques. Il s'agit de joindre à cette information des données sur les indemnités servies dans le temps par le RPC et le RRQ. Nous établissons deux types d'estimation du changement de politique. Il y a d'abord une estimation type de différence du deuxième degré, qui porte sur l'effet (sur l'offre de main-d'oeuvre) de l'importante évolution des indemnités hors Québec. Il y a ensuite une estimation plus paramétrée qui porte sur les différences secondaires d'effet de ce changement de politique selon les travailleurs inscrits au RPC et au RRQ.

Pour l'une et l'autre de ces estimations, les résultats indiquent que les indemnités ont une grande incidence sur l'offre de travail chez les travailleurs âgés. Les estimations principales impliquent que le degré d'élasticité de l'inactivité par rapport à l'importance des avantages est de 0,25 à 0,32. Ce résultat résiste bien à divers contrôles de spécification. Malgré cette ample réaction de l'offre de travail, une analyse simplifiée de bien-être social fait voir que les gains de ce transfert aux invalides relativement pauvres dans le cadre du RPC l'ont emporté sur le coût net en charges sociales du financement de cette augmentation de l'indemnisation selon des hypothèses plausibles quant aux paramètres de préférences.

Nous avons ainsi structuré notre exposé : la partie I décrit à grands traits l'AI canadienne, la compare à l'AI américaine et recense les études empiriques consacrées aux effets comportementaux de l'assurance invalidité; la partie II présente les données et la partie III examine la stratégie empirique; la partie IV livre les résultats de l'estimation de l'offre de travail; la partie V dégage ce qu'impliquent les constatations sur le plan du bien-être et la partie VI expose les conclusions.



---

## 2. CONTEXTE

---

---

### AI CANADIENNE

---

L'AI canadienne a été instituée le 1<sup>er</sup> janvier 1966 avec les rentes professionnelles du RRQ et du RPC. Pour y être admissible, on doit travailler et avoir cotisé deux des trois années précédentes ou cinq des dix dernières années. Il faut aussi être incapable de travailler contre rémunération à cause d'une invalidité physique<sup>2</sup>. C'est un médecin qui constate les invalidités. Les gens dont la demande est refusée ont le droit d'en appeler au moins par deux fois. En 1989 - dernière année d'échantillonnage et première année pour laquelle nous disposons de données -, on a refusé environ 40 % des demandes au premier stade d'examen dans le cas du RPC, contre 33 % dans celui du RRQ. Si le taux initial de refus est plus élevé dans le RPC, il est plus bas au stade des appels, si bien que la prise en compte des appels tranchés en faveur de l'appelant dans le taux global de refus dégage des chiffres plutôt semblables pour les deux régimes, soit 32 % pour le RPC contre 30 % pour le RRQ<sup>3</sup>. Le travailleur qui devient invalide doit attendre trois ou quatre mois avant de commencer à recevoir ses indemnités.

Dans le RPC comme dans le RRQ, les indemnités se divisent en trois tranches. Il y a d'abord une partie fixe, c'est-à-dire une prestation uniforme que peuvent toucher tous les travailleurs admissibles. Il y a ensuite une tranche liée au revenu de travail. On la calcule en exprimant le revenu passé du travailleur en dollars courants<sup>4</sup> à l'aide d'un indice salarial, en retranchant 15 % de mois où le revenu réel a été le plus bas et en prenant 18,75 % de la moyenne des mois qui restent<sup>5</sup>. La dernière tranche est celle de la prestation d'enfant, montant fixe versé par mois à l'égard des enfants de moins de 18 ans.

- 
- 2 Dans le RPC, on entend par là tout emploi, comme dans le RRQ avant 1993. Depuis lors, il s'agit de l'«emploi habituel» dans ce dernier régime. Depuis 1984, c'est le dernier emploi qui est visé dans le RRQ dans le cas des travailleurs de plus de 60 ans, mais notre étude porte seulement sur ceux qui ont moins de 60 ans.
  - 3 D'après des données administratives inédites émanant du RPC et du RRQ. Il est difficile de tirer de ces chiffres des différences relatives de rigueur de sélection entre les régimes, car les populations de demandeurs peuvent présenter des différences d'état de santé dans le temps; voir Gruber et Kubik (étude à paraître) pour un examen plus poussé de l'interprétation des données sur les taux de refus.
  - 4 Les données sur le revenu antérieur de travail vont jusqu'en 1966.
  - 5 On exclut aussi les mois d'indemnisation antérieure AI, tout comme les mois où les travailleuses ont eu des enfants. Comme cette étude porte sur les travailleurs âgés de sexe masculin, ce dernier aspect n'entre pas dans le calcul des avantages.

Si on fait la moyenne tant pour le RPC que pour le RRQ, les indemnités ont remplacé environ 26 % du revenu moyen des travailleurs canadiens âgés de 50 à 59 ans en 1986<sup>6</sup>.

Si le calcul de la tranche liée au revenu a été le même dans le RPC et le RRQ depuis leur création, on relève des différences pour les deux autres degrés de l'indemnisation. La prestation uniforme a été la même dans les deux régimes jusqu'en 1972, après quoi elle a commencé à augmenter plus rapidement au Québec. Cette évolution est décrite à la figure 1 qui représente cette prestation dans le temps. Comme on peut le voir, le fossé se creuse avec le temps entre le Québec et le reste du Canada et, en 1987, la différence est de plus de 150 \$ par mois. En janvier 1987, le RPC a porté sa prestation uniforme au niveau de l'indemnité québécoise, ce qui a constitué une majoration de plus de 150 %. Les deux séries ont présenté une évolution convergente depuis lors. Il y a aussi eu des différences de calcul de la prestation d'enfant dans le temps. Celle-ci a gagné en générosité dans le RPC, sa valeur mensuelle par enfant montant progressivement de 57 \$ en 1981 à 155 \$ en 1993, alors qu'elle demeurait faible (29 \$) jusqu'en 1993 dans le RRQ. Cela a contrebalancé certaines discontinuités de la série chronologique pour la prestation uniforme des travailleurs invalides avec enfants, mais n'a guère d'effet sur l'évolution relative considérable des indemnités en janvier 1987.

Il convient de noter que la majoration des indemnités n'a pas été le seul changement de politique dans le RPC en 1987. Deux autres modifications peuvent présenter de l'intérêt pour notre analyse. On a d'abord réduit la période antérieure de revenu de travail qui rend admissible aux indemnités. Avant 1987, il fallait avoir cotisé pendant dix ans ou le tiers de sa carrière selon la moindre de ces périodes. En 1987, on a ramené les exigences aux valeurs que nous avons mentionnées plus haut. Bien qu'un certain nombre de travailleurs plus jeunes soient devenus admissibles à l'AI, l'incidence sur les travailleurs âgés a été négligeable dans la pratique, car leurs états de service étaient généralement suffisants déjà dans l'un et l'autre des régimes.

Le second changement de politique est peut-être plus problématique. C'est le régime de retraite anticipée (à l'âge de 60 ans) pour les prestations de retraite du RPC<sup>7</sup>. Avec ce changement, l'activité peut diminuer chez les travailleurs âgés de 60 à 64 ans indépendamment de toute modification des indemnités AI. Dans le présent exposé, nous nous attacherons aux travailleurs de moins de 60 ans. Il paraît peu probable au départ que ce changement de politique ait eu d'importants effets sur les travailleurs de moins de 60 ans, puisque Baker et Benjamin (1996) n'ont guère vu d'incidence sur les travailleurs de 60 à 64 ans qui étaient directement touchés par le changement. Il reste

---

6 Selon les calculs de l'auteur à l'aide de la méthodologie décrite plus loin de calcul des avantages possibles.

7 Les travailleurs qui décident de prendre leur retraite avant l'âge de 65 ans voient leurs indemnités réduites de 0,5 % par mois à l'égard de chaque mois antérieur à cet âge où ils demandent des prestations de retraite du RPC, la diminution pouvant être de 30 % au total pour les bénéficiaires à l'âge de 60 ans.

que, dans un modèle de cycle de vie pour l'offre de main-d'oeuvre, il est sûrement possible que des changements de perspectives après l'âge de 60 ans influent sur les décisions prises avant cet âge<sup>8</sup>. Toutefois, si on considère que le Québec avait modifié plusieurs années auparavant l'âge de la retraite anticipée, on peut montrer, par les données présentées dans ce rapport, que les modifications des dispositions de retraite anticipée du RPC n'ont aucun effet déterminant sur les résultats empiriques de l'échantillon des travailleurs âgés de 45 à 59 ans. Bien sûr, on ne peut automatiquement écarter l'hypothèse que la majoration des prestations ait elle-même été motivée par les lignes de force de l'évolution (relative) de l'économie hors Québec, qui sont venues changer les perspectives professionnelles relatives des travailleurs âgés<sup>9</sup>. C'est pourquoi il est aussi question dans ce rapport d'un certain nombre de contrôles permettant peut-être d'infirmer cette hypothèse.

---

## COMPARAISON AVEC L'AI AMÉRICAINE

---

Les AI américaine et canadienne se ressemblent fort, mais à deux différences près. La première de ces différences réside dans la structure de l'indemnisation. Dans les indemnités servies aux États-Unis, la tranche liée au revenu domine, et il n'y a pas de prestation uniforme. En revanche, le barème de transposition revenu antérieur-indemnité est bien plus progressif chez notre voisin du sud, si bien que les deux pays présentent une même structure de redistribution dans leurs barèmes d'indemnisation. Aux États-Unis, les indemnités sont bien plus élevées en moyenne et le taux de remplacement est de 42 % pour le travailleur moyen (U.S. Congress Committee on Ways and Means, 1990). Ajoutons que le revenu AI n'est pas imposable pour la plupart des ménages américains, alors qu'il est intégralement imposé au Canada. Ainsi, les taux de remplacement après impôt sont beaucoup plus grands aux États-Unis.

La seconde différence tient à la rigueur de la sélection AI. La structure de base est la même (examen initial et appels), mais le taux de refus s'établit à 57 % aux États-Unis au stade de l'examen initial. Dans ce pays, le taux final de refus (appels compris) est de 47 %, contre 30 % environ au Canada. De plus, le délai de carence (5 mois) aux fins de

- 
- 8 Prenons l'exemple de quelqu'un qui, dans l'ancien régime, prévoyait prendre sa retraite à l'âge de 63 ans et vivre de ses économies pendant deux ans. Dans le nouveau régime, il pourrait opter pour la retraite à 59 ans, vivre de ses économies pendant un an et prendre les économies qu'il devait dépenser la seconde année pour faire l'appoint des prestations actuariellement réduites à l'âge de 60 ans. Par ailleurs, l'âge de la retraite anticipée peut rendre l'AI moins attrayante pour les travailleurs âgés, puisque ceux-ci peuvent maintenant quitter leur emploi à l'âge de 60 ans et toucher un revenu de retraite sans avoir à supporter l'odieux d'être considérés comme des «invalides». Ceux qui quitteraient normalement vers la fin de la cinquantaine pourraient aussi demander des prestations AI pour retarder leur mise à la retraite jusqu'à l'âge de 60 ans et ensuite recevoir des prestations de retraite. Il est donc difficile de voir quel sera l'effet au juste sur les travailleurs de moins de 60 ans.
- 9 Il n'est fait mention de ce facteur ni dans la loi ni dans les textes décrivant l'économie politique du régime AI (Développement des ressources humaines Canada, 1995).

l'indemnisation est un peu plus long qu'au Canada. Malgré une sélection plus rigoureuse (peut-être à cause des indemnités plus généreuses), la fréquence de l'indemnisation AI est quelque peu supérieure aux États-Unis. Ainsi, 4,8 % des Américains de sexe masculin âgés de 45 à 59 ans sont indemnisés, contre 3,9 % des hommes du même groupe d'âge dans les provinces canadiennes où s'applique le RPC<sup>10</sup>.

---

## **AI ET COMPORTEMENT DES TRAVAILLEURS ÂGÉS - DONNÉES AMÉRICAINES**

---

À l'origine des études consacrées aux effets de l'AI sur le marché du travail aux États-Unis, il y a la constatation d'un fait étonnant dans la série chronologique. On a en effet observé une convergence presque totale entre l'augmentation du nombre de bénéficiaires de l'AI et la diminution de l'activité des travailleurs âgés pendant les années 1960 et 1970. Le nombre de bénéficiaires a monté de 455 000 en 1960 à 2,9 millions en 1980 (Département de la Santé et des Services humains des États-Unis, 1993). Pendant la même période, le taux d'inactivité des hommes de 45 à 54 ans s'est accru de 105 % et celui des hommes de 55 à 64 ans, de 111 % (Bound, 1989). Les inférences causales à partir des données de cette série chronologique sont toutefois problématiques, car divers autres changements se sont opérés sur le marché du travail ainsi que dans les perspectives s'offrant hors de ce marché aux hommes plus âgés à cette époque<sup>11</sup>.

Des études assez abondantes ont tenté de cerner, par les variations transversales, le rôle que joue l'AI dans les décisions d'activité des hommes de ce groupe d'âge. Pour ce faire, elles ont modélisé l'activité ou l'indemnisation AI en fonction des degrés d'avantage possible de ce régime. La première de ces études a été faite par Parsons (1980, 1984), qui estime à 0,49 à 0,93 le degré d'élasticité de l'inactivité par rapport à l'importance des avantages AI. Son estimation de limite supérieure implique que l'accroissement des avantages AI (ainsi que de ceux des autres programmes de bien-être destinés aux travailleurs âgés) pendant les années 1960 et 1970 est susceptible d'expliquer toute la tendance de la série chronologique en ce qui concerne l'inactivité. D'autres estimations corroborent l'affirmation de l'existence d'un important effet de désincitation de l'AI, bien que les ordres de grandeur ainsi évalués soient généralement bien moindres que celui des

---

10 Données relatives à 1993, année la plus récente pour laquelle nous disposons de données. Les données canadiennes viennent de Développement des ressources humaines Canada (1996) et les données américaines, du Département de la Santé et des Services humains des États-Unis (1994). En proportion du PIB, l'AI coûte en gros 10 % plus cher aux États-Unis qu'au Canada.

11 Ainsi, on a observé une augmentation rapide des revenus de retraite à cette époque à cause d'une double hausse des prestations de sécurité sociale et du «taux de couverture» de la population active dans les régimes de retraite (Lumsdaine et Wise, 1990). L'activité des épouses a aussi rapidement progressé, ce qui pourrait augmenter (par l'effet de revenu) ou diminuer (par l'effet de surcroît de loisirs) l'inactivité.

estimations de Parsons. Leonard (1986) et Bound (1989) ont révisé les données et estiment que le degré d'élasticité de l'inactivité est de 0,1 à 0,2.

Bound (1989) soutient cependant que ce genre de stratégie d'estimation risque de mener à des conclusions trompeuses au sujet de l'incidence de la générosité de l'indemnisation AI sur l'activité. Comme cette indemnisation est une fonction de redistribution du revenu antérieur du travail qui s'applique à tous les travailleurs, la variation des avantages possibles tient principalement aux différences de revenu antérieur entre les travailleurs, d'où l'existence d'un problème fondamental de constatation, aux fins de la modélisation, de l'effet des avantages possibles AI sur les décisions professionnelles. Ainsi, si on se rend compte que les travailleurs pour qui le taux de remplacement possible AI est plus élevé sont plus susceptibles de quitter leur emploi, c'est peut-être simplement que les travailleurs à faible revenu désirent moins continuer à travailler<sup>12</sup>. Bound suggère une autre stratégie empirique consistant à examiner le comportement des travailleurs qui demandent des indemnités AI, mais essuient un refus. En théorie, ces travailleurs devraient au moins être aussi en santé que les travailleurs déjà admis à l'indemnisation, si bien que leurs taux d'activité nous donnent une limite supérieure pour l'activité possible des travailleurs acceptés par le régime. Bound a cependant découvert que moins de la moitié des travailleurs refusés étaient retournés au travail dans les 18 mois (et plus) suivant le refus, ce qui semble indiquer que l'accroissement de l'indemnisation AI ne peut expliquer plus de 40 % de la montée de l'inactivité chez les hommes plus âgés.

La valeur des demandeurs rejetés comme groupe témoin repose cependant sur deux hypothèses clés. D'abord, ceux-ci ne doivent pas être perceptiblement moins susceptibles de travailler que les demandeurs acceptés. Bound se reporte aux différences de caractéristiques avant les demandes d'indemnisation pour nous confirmer cette similitude. En second lieu, la démarche même de demande d'indemnisation ne doit pas avoir d'effets durables sur les résultats sur le marché du travail. Cette hypothèse est plus difficile à vérifier, et Bound (1991a) et Parsons (1991b) diffèrent d'avis sur sa justesse. De toute manière, ce dont on a nettement besoin pour dégager les effets comportementaux de l'indemnisation, c'est l'évolution de la générosité du régime indépendamment de la propension foncière à travailler. C'est une telle variation que représente la vaste majoration relative des indemnités dans le RPC en 1987.

Si le gros des études ont porté sur l'effet des avantages possibles de l'indemnisation AI sur l'offre de main-d'oeuvre, divers autres instruments sont à la disposition du décideur AI qui essaie d'atténuer le risque moral. Marvel (1982), Halpern et Hausman (1986), Parsons

---

12 Des études comme celle de Haveman et Wolfe (1984) tentent de corriger ce biais des variables omises, mais Bound (1989) fait valoir que le problème n'a pas été tranché d'une manière concluante en raison des strictes hypothèses de distribution nécessaires à une telle solution.



(1991a) et Gruber et Kubik (à paraître) ont examiné l'incidence du taux de refus AI sur les demandes présentées et l'activité. Parsons et Halpern et Hausman

voient un lien étroit entre les taux de refus et les demandes AI, et Gruber et Kubik constatent l'existence d'un même lien avec l'activité des travailleurs âgés. Selon les estimations de ces derniers, à chaque hausse de 10 % des taux de refus correspond une baisse statistiquement significative de 2,8 % de l'inactivité chez les hommes de 45 à 64 ans. Il s'agit là d'un degré «permanent» d'élasticité de 0,12 à 0,17 de l'inactivité par rapport à la générosité des indemnités, valeur se situant dans la fourchette des valeurs dégagées par les études américaines postérieures à l'étude Parsons<sup>13</sup>.

---

## **AI ET COMPORTEMENT DES TRAVAILLEURS ÂGÉS - DONNÉES CANADIENNES**

---

Je ne connais qu'un article où on ait analysé les éléments comportementaux d'incitation de l'AI canadienne. Maki (1993) recourt à deux stratégies pour analyser les effets de l'indemnisation sur l'activité. D'abord, à l'aide d'un panel de données globales des provinces pour la période 1975-1983, il constate une étroite corrélation négative entre les avantages (valeurs normalisées en fonction du salaire moyen) et l'activité. L'effet disparaît toutefois lorsqu'il fait entrer les effets fixes des provinces et des années dans la régression, ce dont on a peut-être besoin pour prendre en compte les tendances de fond de l'offre de main-d'oeuvre et les différences fixes entre régions pour ce qui est de la propension à travailler. En second lieu, cet auteur utilise un profil transversal de microdonnées pour 1985 en vue de l'estimation d'un modèle structurel de l'incidence de l'AI comme le font la plupart des études américaines. Dans une telle stratégie d'estimation, ses estimations sont très sensibles aux éléments précis de spécification de son modèle. Mais cette technique prête là encore aux critiques de Bound (1989), car ici la variation tient en majeure partie à des différences de caractéristiques entre les gens qui pourraient normalement être en corrélation avec la propension à travailler.

---

13 On transforme les réactions comportementales aux variations des taux de refus en valeurs d'élasticité par rapport aux avantages de l'indemnisation en faisant observer que, en régime permanent, une augmentation de 10 % du taux d'acceptation a les mêmes conséquences budgétaires qu'une hausse du même ordre des indemnités.

---

### 3. DONNÉES UTILISÉES DANS L'ANALYSE

---

L'enquête canadienne sur les finances des consommateurs (EFC) est un volet supplémentaire annuel de l'enquête mensuelle nationale sur la population active (EPA), qui a lieu en avril chaque année. L'EFC renseigne sur l'activité, les caractéristiques démographiques et le revenu. On recueille des données d'enquête sur les particuliers depuis avril 1982 (sauf en avril 1984). On a aussi obtenu des données sur les familles tous les deux ans de 1976 à 1980<sup>14</sup>. Dans l'analyse présentée dans ce rapport, nous nous reportons aux enquêtes d'avril de 1985 et 1986 pour la période «antérieure» et à celles d'avril de 1987 à 1989 pour la période «postérieure»<sup>15</sup>. Les données des enquêtes antérieures n'ont pas servi à l'analyse du scénario de base, car il n'y a pas eu d'enquête en avril 1984. Précisons cependant que les données de 1982 et 1983 ont permis un contrôle de spécification. On n'utilise pas non plus les enquêtes qui ont eu lieu plus tard, car la caractérisation de la variable de l'instruction a beaucoup changé en avril 1990, rendant difficile l'observation de groupes précis d'instruction de l'avant-1990 à l'après-1990. L'observation de groupes d'instruction est une caractéristique primordiale de la stratégie adoptée dans le présent rapport pour mesurer les avantages possibles de l'indemnisation AI. Disons enfin que notre choix d'années prévient toute contamination des estimations par les récessions du début des années 1980 et 1990, de telles conditions économiques pouvant influencer sur la propension des travailleurs âgés à demander des indemnités AI<sup>16</sup>.

Notre analyse porte sur les hommes âgés de 45 à 59 ans. Si nous nous intéressons aux hommes ici, c'est pour suivre les études antérieures sur l'assurance invalidité. Il faut aussi que l'analyse s'appuie sur des données transversales sur l'activité des travailleurs, et ce genre de données n'indique pas si les intéressés ont des antécédents de revenu de travail les rendant admissibles à l'AI. On réduit la difficulté au minimum en faisant porter l'analyse sur les hommes plus âgés qui, règle générale, ont des antécédents de revenu suffisants pour être admis à l'indemnisation AI.

- 
- 14 Il existe en réalité un certain nombre d'enquêtes «familiales» pour certaines années antérieures, mais les différences de définition de la variable de l'instruction les rendent inutiles pour notre propos.
- 15 Le changement de politique auquel nous nous intéressons a été adopté en juillet 1986 et a pris effet en janvier 1987. Comme la période «antérieure» se termine en avril 1986, tout comportement anticipé de passage à l'inactivité entre les dates d'adoption et d'entrée en vigueur se trouve de ce fait écarté.
- 16 Voir dans Lewin-VHI (1996) des données sur la sensibilité cyclique des demandes AI.

Le choix du groupe d'âge nous est dicté par deux autres facteurs. D'abord, si on a retenu ce groupe, c'est que les travailleurs devaient être assez âgés pour que l'assurance invalidité représente un choix utile à leurs yeux. Pour le groupe 45-59 ans, la fréquence d'indemnisation AI des hommes est de 3,9 % dans le cadre du RPC. C'est quatre fois plus que pour le groupe 40-44 ans. En second lieu, comme nous l'avons signalé plus haut, la majoration des indemnités AI dans ce régime n'a pas été le seul changement important de politique en 1987, puisqu'on a aussi abaissé à 60 ans l'âge d'admissibilité aux prestations de retraite, facteur que nous écartons dans notre analyse en nous attachant aux travailleurs de moins de 60 ans.

---

## 4. ORIENTATION MÉTHODOLOGIQUE

---

---

### ESTIMATION DE DIFFÉRENCE DU DEUXIÈME DEGRÉ

---

La façon la plus simple d'analyser la majoration en 1987 de la prestation uniforme du régime d'assurance invalidité dans le cadre du RPC est d'estimer les différences du deuxième degré (Card, 1992; Gruber, 1994). Ce cadre d'estimation prévoit une simple comparaison du changement de comportement hors Québec, où les indemnités ont augmenté, au changement de comportement au Québec, où elles n'ont pas augmenté<sup>17</sup>. On peut procéder d'emblée à cette comparaison en estimant des régressions logistiques sous la forme suivante<sup>18</sup> :

$$1) \quad NP_i = f(\alpha + \beta_1 RPC + \beta_2 APRES + \beta_3 RPC * APRES + \beta_4 X_i + \varepsilon_i)$$

où  $NP_i$  est une variable fictive de l'inactivité de la personne  $i$ ;

RPC indique que la personne habite une province où s'applique le RPC;

APRES indique que l'année est postérieure à la date du changement de politique;

$X_i$  est un jeu de covariables de la personne  $i$  (âge, mariage, instruction, nombre d'enfants).

Dans ce cadre de régression, on tient compte du lieu en prévoyant une variable fictive indiquant si la personne habite une province où s'applique le RPC ou encore le Québec. On appréhende le temps par une variable fictive indiquant si chaque observation est antérieure ou postérieure à la date du changement de politique. Le coefficient d'intérêt ( $\beta_3$ ) mesure donc l'effet d'une participation au RPC plutôt qu'au RRQ après la majoration des indemnités plutôt qu'avant.

La variable dépendante est une variable fictive indiquant si l'homme âgé de 45 à 59 ans ne travaillait pas pendant la semaine de l'EFC. Ainsi, le coefficient  $\beta_3$  mesure l'effet du changement de politique sur l'inactivité définie comme l'absence de travail. L'équation de régression englobe des variables pour l'instruction, l'âge, l'état matrimonial et le nombre

---

17 Il convient de noter que, dans l'analyse, nous supposons qu'il n'y a pas de migration à destination ou en provenance du Québec en réaction aux différences d'indemnités AI. Suivant les règles énoncées tant par le RPC que par le RRQ, si un travailleur passe de la région RPC au Québec et demande immédiatement des indemnités, il reçoit celles auxquelles il avait droit dans le cadre du RPC (et vice versa s'il passe du Québec à une autre province). Toutefois, s'il s'est déplacé et a travaillé au Québec avant de faire sa demande, il devient admissible selon les règles du RRQ. Ainsi, les travailleurs devraient prévoir un futur besoin d'indemnisation AI pour qu'il y ait incitation à migrer.

18 On se sert d'une fonction logistique. Les résultats sont semblables avec des modèles de probits ou des modèles probabilistes linéaires.

d'enfants, ce qui permet de prendre en compte toutes les différences observables entre les travailleurs qui pourraient brouiller l'analyse. On appréhende l'instruction par quatre variables fictives : moins de 9 ans d'études, 9 ou 10 ans, 11 à 13 ans et études postsecondaires quelconques. L'âge se mesure par un jeu de variables fictives par année d'âge de 45 à 59 ans. Il y a des variables fictives distinctes pour chaque tranche numérique d'enfants au foyer de moins de 18 ans (le maximum étant de huit enfants).

Cette stratégie est attrayante parce qu'elle permet de cerner les effets du changement d'indemnités. Elle accuse toutefois une double limite. D'abord, elle ne mesure pas directement l'élasticité de la réaction au changement d'indemnités AI, car elle mesure seulement le numérateur du rapport d'élasticité (changement d'offre de travail), et non pas le dénominateur (changement d'avantages possibles). Ensuite, elle recourt à une caractérisation fort grossière des données qui n'appréhende pas pleinement les effets du changement de politique, et notamment la variation secondaire des avantages possibles *dans une province à un moment quelconque*. Comme seule la prestation uniforme a été majorée dans le RPC, l'augmentation en points du taux de remplacement est bien plus grande pour les travailleurs dont le revenu de carrière a été faible, car cette prestation uniforme représente une proportion supérieure des indemnités AI. On peut se reporter à ce fait pour mieux cerner l'effet du changement d'avantages en appréhendant les différences d'effet de ce changement entre les travailleurs selon leurs antécédents respectifs de revenu du travail.

---

## MODÈLES PARAMÉTRÉS

---

Pour régler ces deux points, on se doit de mesurer le changement d'avantages possibles pour chaque personne faisant partie de l'échantillon de l'EFC. En théorie, pour calculer les avantages possibles de l'indemnisation AI, on doit disposer de données longitudinales sur le revenu de travail depuis 1966, information que ne procure pas l'EFC (qui donne un «instantané» annuel des revenus). Il faut donc calculer un revenu antérieur fictif de groupes de travailleurs pour ensuite établir les avantages possibles de l'indemnisation AI. On le fait en plusieurs étapes. La première consiste à créer un fonds d'information où seront versées les données de l'EFC d'avril de 1982 à 1989, ainsi que les données sur les chefs de famille masculins de l'EFC «familiale» d'avril en 1976, 1978 et 1980. Dans chacun de ces ensembles de données, on répartit les travailleurs en cellules de cohorte selon leur âge, leur lieu (quatre régions : Québec, Ontario, provinces de l'Atlantique et reste du Canada) et leur instruction (quatre groupes indiqués plus haut). On totalise ensuite les revenus médians dans chaque cellule de cohorte pour chaque année<sup>19</sup>. En «enchaînant» dans le temps les revenus médians propres à chaque cellule, on peut former une variable fictive du revenu antérieur de travail dans les diverses cellules.

---

19 Pour la cohorte 45-59 ans en 1989, 44-58 ans en 1988, 43-57 ans en 1987 et ainsi de suite en remontant dans le temps. Lorsqu'on a pris la moyenne pour calculer les avantages, les résultats ont été à peu près semblables.

Ces enquêtes livrent des données annuelles sur le revenu de 1981 à 1988, à l'exception de 1983 où l'enquête n'a pas eu lieu. On a aussi des données biennales de 1975 à 1979. Pour les années manquantes, on impute le revenu en établissant la moyenne des années voisines. En guise d'estimation rétrospective de 1975 à 1966, soit avant que l'on dispose de données d'enquête transversales, on estime des profils transversaux âge-revenu par groupe d'instruction dans l'enquête de 1975. Ces estimations permettent ensuite de retrancher l'aspect «âge des travailleurs» dans les données de l'enquête de 1975 jusqu'en 1966. Enfin, on procède à la déflation des profils antérieurs à 1975 en prenant la moyenne des hausses salariales par région à l'aide des données de Gruber et Hanratty (1995).

Une fois que l'on a en main ces données fictives sur le revenu antérieur du travail, il devient facile de calculer les avantages possibles de l'indemnisation AI en se reportant aux dispositions législatives régissant le RPC et le RRQ dans une année quelconque. La variable clé de régression, le taux de remplacement, est l'avantage possible par rapport au revenu fictif pour une cellule l'année précédant celle de l'enquête. Cette mesure ne varie pas de personne en personne, mais de cellule en cellule, les cellules étant définies par chaque groupe instruction-région-année<sup>20</sup>.

L'estimation des modèles de régression prend la forme suivante :

$$2) \quad NP_i = f(\alpha + \beta_1 TR_i + \beta_2 X_i + \beta_3 \tau_t + \beta_4 fI_i * \delta_j + \beta_5 fI_i * \tau_t + \varepsilon_i)$$

où TR est le taux de remplacement possible;

FI est un jeu de variables fictives pour les catégories d'instruction (au nombre de quatre);

$\delta_j$  est un jeu de variables fictives pour les régions (au nombre de quatre);

$\tau_t$  est un jeu de variables fictives pour l'année.

Ce modèle prend en compte les effets fixes de l'année pour chacune des 16 cellules instruction-région chaque année et pour l'instruction et l'année. On intègre le premier

---

20 On exclut du calcul des taux de remplacement les avantages possibles à l'égard des enfants, et ce, pour deux raisons. D'abord, on garde la variation des avantages possibles seulement au niveau des cellules, ce qui a son importance pour la stratégie de caractérisation appliquée dans l'analyse. En second lieu, on ne sait au juste comment combiner les prestations d'enfant qui, pour les travailleurs âgés, ne seraient versées que pour les quelques années séparant l'enfant de l'âge de 17 ans, avec les autres éléments d'indemnisation qui seront versés, eux, jusqu'à l'âge de 65 ans (âge où tous les travailleurs devenus invalides passent au régime de revenu de retraite). Dans la pratique, ce n'est pas là une considération très importante, car le tiers seulement de l'échantillon a des enfants. Si on ajoute les prestations d'enfant à la valeur globale calculée de l'indemnisation en fonction du nombre réel d'enfants, on élève quelque peu le taux de remplacement, mais sans augmenter le changement relatif. Les estimations de l'élasticité que nous présentons plus loin ne varient pas, que les prestations d'enfant entrent ou non dans le calcul des taux de remplacement.

de ces aspects pour appréhender les tendances à long terme sur le plan des perspectives du marché du travail au Canada comme dans l'équation 1). On inclut le second pour tenir compte de la possibilité d'une corrélation factice entre les choix d'offre de travail de ces 16 groupes et leur taux de remplacement possible. C'est tout simplement reprendre ici les critiques formulées par Bound (1989) contre les études américaines. En retranchant les effets fixes pour chaque groupe, on se reporte aux seules variations du taux de remplacement possible de chaque groupe pour cerner l'effet de l'AI. Enfin, on prend en compte le jeu des interactions instruction-temps, car un problème de caractérisation pourrait se poser à cause de changements pendant cette période sur le plan du retour aux études, ce qui influencerait tant sur le taux de remplacement que sur la décision de travailler.

Compte tenu de cet ensemble d'éléments de prise en compte, le modèle se trouve décrit par deux sources de variation, à savoir les changements dans le temps dans les provinces où s'applique le RPC par rapport au Québec et les différences qu'accusent ces changements selon les 16 groupes (région-instruction-temps). La première source est celle de la variation du deuxième degré par laquelle on a caractérisé le modèle 1). La seconde est celle des différences d'incidence du changement de politique selon les groupes. Cette variation secondaire peut nous permettre de mieux cerner l'élasticité de l'offre de main-d'oeuvre. Ajoutons que le coefficient  $\beta_1$  obtenu est maintenant directement interprétable comme la semi-élasticité de l'offre de travail par rapport aux avantages de l'indemnisation AI.



---

## 5. RÉSULTATS

---

---

### MOYENNES

---

Le tableau 1 présente les moyennes de l'ensemble de données selon la région RPC et la région RRQ avant et après le changement de politique. Sa dernière colonne donne une estimation de différence du deuxième degré portant sur l'effet de ce même changement de politique. Deux constatations intéressantes se dégagent de ce tableau. D'abord, comme l'indiquent les deux premières lignes, ce changement a à voir avec une importante augmentation des avantages. Si le taux de remplacement a été à peu près constant au Québec, il s'est largement accru dans le reste du Canada. L'accroissement relatif des avantages de l'indemnisation du régime d'assurance invalidité du RPC a été de 8,8 points ou 36 % du taux de remplacement moyen de référence.

Tout porte aussi à croire que l'offre de travail réagit à l'augmentation des avantages. L'inactivité s'accroît après le changement de politique dans la région RPC et décroît dans la région RRQ. Cette dernière constatation traduit l'amélioration foncière de l'économie canadienne pendant cette période. On relève ainsi une importante hausse relative de 2,7 points de l'inactivité dans la région RPC.

---

### RÉSULTATS DE LA RÉGRESSION DE DIFFÉRENCE DU DEUXIÈME DEGRÉ

---

Le tableau qui suit formalise les inférences du tableau des moyennes dans un modèle de régression comprenant le jeu de covariables dans 1). On se rappellera que la régression englobe un jeu complet de variables fictives pour l'âge et le nombre d'enfants. Ces variables ne figurent pas au tableau. L'estimation de régression se fait par modèle logistique. La dernière ligne indique l'effet de l'interaction de différence du deuxième degré sur les probabilités d'absence de travail, c'est-à-dire l'effet moyen dans tout l'échantillon sur les probabilités prévues d'inactivité.

Ces résultats corroborent la conclusion du tableau 1 selon laquelle l'offre de travail réagit au changement de politique. L'effet est un peu moindre qu'au tableau 1. L'augmentation relative de l'absence de travail est de 2,3 % dans la région RPC et est statistiquement significative. Elle demeure une réaction fort appréciable et indique que l'accroissement des avantages de 36 % a fait monter l'absence de travail de 11,5 %, ce qui implique un degré d'élasticité de l'inactivité de 0,32. Ainsi, cette simple estimation de différence du deuxième degré montre bien l'existence d'une forte réaction de l'offre de travail à la majoration des indemnités. Les variables de prise en compte de la régression ont leurs effets prévus, les travailleurs mariés et plus instruits étant moins susceptibles de devenir inactifs. Les variables fictives de l'âge (qui ne figurent pas au tableau) présentent la

tendance prévue à la hausse, alors qu'aucune tendance nette ne se dégage pour les variables fictives du nombre d'enfants (qui ne figurent pas non plus au tableau).

---

## MODÈLE PARAMÉTRÉ

---

Comme nous l'avons dit, ces estimations de différence du deuxième degré ne rendent pas entièrement compte de la variation des avantages possibles selon les travailleurs au Canada. C'est pourquoi le tableau 3 offre des estimations du modèle 2) des taux de remplacement. Pour chacun des modèles en cause, ce tableau présente le coefficient d'intérêt, l'effet impliqué de l'augmentation de 8,8 points du taux de remplacement et aussi le degré impliqué d'élasticité de l'inactivité.

La première ligne décrit le modèle de base. Il y a un effet appréciable et significatif du taux de remplacement possible. L'estimation implique que le changement de politique a augmenté de 1,2 point le taux d'absence de travail. C'est bien moins que l'estimation de différence du deuxième degré, mais l'estimation est plus précise. Le degré impliqué d'élasticité de l'inactivité par rapport aux avantages s'établit à 0,17.

Un problème que peut poser la caractérisation de ce modèle est que la variation des avantages ne tient pas exclusivement au changement de politique dans son effet sur les 16 groupes instruction-région, mais plutôt aussi aux variations d'année en année des taux de remplacement avant et après le changement. Cette variation annuelle s'explique en partie par les dispositions législatives relatives au régime et donc par l'évolution des paramètres de ce dernier dans le temps (évolution de la prestation uniforme). Toutefois, elle s'explique aussi partiellement par la variation annuelle du revenu dans les diverses cellules instruction-région, et donc une variation du taux de remplacement possible, mais il pourrait également y avoir corrélation indépendante avec les décisions d'offre de travail des travailleurs appartenant à ces cellules. De plus, cette variation d'année en année peut réduire le rapport signal-bruit dans ma variable clé de régression, car la variation intéressante dans tout cela est celle qui tient au seul changement de politique.

Pour purger le modèle de ces variations annuelles et dégager la comparaison avant-après, la ligne suivante du tableau 3 présente des estimations de variables instrumentales du modèle. Ces variables sont un jeu d'interactions instruction-région-APRÈS où, comme dans l'équation 1), APRÈS est une variable indiquant la période postérieure au changement de politique. Avec de telles variables instrumentales, la seule variation des avantages qui intervient dans le modèle de régression est la différence avant-après en moyenne et dans les écarts d'effet sur les 16 groupes instruction-région. En d'autres termes, cette stratégie IV donne le moyen d'étendre l'estimation de différence du

deuxième degré aux différences d'incidence du changement de politique selon l'instruction et la région<sup>21</sup>. L'ajustement primaire est excellent et la statistique F s'établit à 5 500.

En fait, l'emploi de ces variables instrumentales augmente notablement les estimations, ce qui confirme que le bruit dans la mesure des variations annuelles de taux de remplacement venait entacher les estimations d'un biais par défaut. Avec cette nouvelle estimation en points, l'effet impliqué du changement de politique sur l'inactivité (1,8 point) est proche de l'estimation de différence du deuxième degré. Le degré impliqué d'élasticité de l'inactivité par rapport aux avantages de l'indemnisation dans le RPC monte à 0,25, plus haut que dans les études américaines postérieures à l'étude Parsons, mais à la moitié seulement de la limite inférieure des estimations de ce même Parsons<sup>22</sup>.

---

## AUTRES HYPOTHÈSES À CONSIDÉRER

---

L'hypothèse fondamentale de caractérisation qu'incarnent les estimations jusqu'ici est que, dans les provinces où s'applique le RPC par rapport au Québec, il n'y a pas eu d'autres changements que l'on pouvait mettre en corrélation avec les décisions d'offre de travail des travailleurs âgés. Dans cette section, nous nous attacherons à deux hypothèses naturelles de rechange à cette hypothèse de caractérisation. La première est que la politique adoptée était elle-même une réaction à une tendance de l'offre relative de main-d'oeuvre dans les provinces. En d'autres termes, peut-être y avait-il une tendance de fond à la baisse de l'activité des hommes dans les provinces RPC par rapport au Québec et peut-être la politique a-t-elle été adoptée en réaction à cette tendance.

Il est possible de vérifier l'existence de cette tendance de fond par un exercice de falsification où on réestimera le modèle à l'aide de données antérieures et postérieures à une année où il n'y a pas eu de modifications importantes de la politique AI. Dans ce but, nous avons construit un nouvel échantillon d'hommes de 45 à 59 ans avec des données d'avril 1982 et 1983 pour la période antérieure et d'avril 1985 et 1986 pour la période postérieure. Notons que, vers 1984, la politique AI n'a pas subi de changements

- 
- 21 Comme nous l'avons dit, dans ce modèle, la caractérisation vient seulement des covariables région-APRÈS et région-instruction-APRÈS.
- 22 On notera aussi que ces estimations concordent avec les variations relatives globales du nombre de bénéficiaires AI pendant cette période. De 1984 à 1989, le nombre de bénéficiaires du RPC a augmenté de 56 576 par rapport à celui du RRQ. Malheureusement, on dispose seulement de données globales sur la population de bénéficiaires dans le temps dans l'une et l'autre des régions, aussi a-t-il été impossible de distinguer la part de cette augmentation qui est attribuable aux hommes de 45 à 59 ans. On peut toutefois supposer que ce groupe a eu la même part (30 % ou 16 973 travailleurs) qu'en 1993 dans le RPC. On obtient 16 340 travailleurs, valeur très proche de ce chiffre administratif, en prenant 1,8 % de la population masculine de 45 à 59 ans dans les provinces où s'applique le RPC et en appliquant un taux moyen d'acceptation de 68 %.

appréciables. Ainsi, si j'estime le modèle de différence du deuxième degré à l'aide de cet ensemble de données et que je constate un effet positif significatif sur l'inactivité, je serai porté à croire qu'une tendance existait déjà. S'il n'y a pas d'effet, ce sera la preuve que l'offre de travail était convergente au Québec et dans le reste du Canada avant que la politique ne soit modifiée et que la série chronologique a présenté un point de rupture seulement quand on a majoré les indemnités dans le cadre du RPC.

On trouvera les résultats de cet exercice à la première ligne du tableau 4. En fait, il existe un coefficient positif petit et non significatif. Comme l'indique la deuxième colonne, ce coefficient indique que l'inactivité a augmenté de 0,3 point dans le RPC (par rapport au RRQ) avant le changement de politique, contre 2 points en gros vers la date de ce changement. Ainsi, il n'y avait pas déjà de tendance relative avant le changement de politique. La différence constatée entre le RPC et le RRQ ne s'est manifestée qu'après 1987. Ces données de périodes confirment que le changement de politique a causé cet accroissement relatif de l'inactivité, et non pas l'inverse.

Ajoutons que cette conclusion nous donne le moyen de confirmer que la modification simultanée de l'âge de la retraite anticipée dans le cadre du RPC ne joue pas dans les principaux résultats que livre ce rapport. On peut vérifier l'effet de cette modification sur les travailleurs de 45 à 59 ans, parce que l'expérience inverse peut être faite au Québec où on a d'abord abaissé l'âge de la retraite de 65 à 60 ans en 1984 sans modifier les prestations d'invalidité du RRQ. Si le changement d'âge de la retraite anticipée détermine le comportement que nous observons dans le groupe 45-59 ans, on devrait voir un changement de comportement semblable dans ce même groupe au Québec par rapport au reste du Canada vers 1984. C'est précisément là cependant l'hypothèse qui est vérifiée et rejetée par l'exercice de falsification. Il n'y a pas de changement relatif de l'offre de travail entre les régions en cause vers 1984. La modification de l'âge de la retraite anticipée est donc à écarter comme explication des principales constatations de ce rapport.

L'autre possibilité est qu'il y ait eu à la même époque d'autres changements de perspectives relatives sur le marché du travail pour les travailleurs âgés au Québec et dans le reste du Canada, peut-être parce que le Québec s'est rétabli relativement plus vite de la récession du début des années 1980. Il est possible de jauger l'importance des conditions économiques de l'époque pour les résultats que nous présentons en se servant d'un groupe témoin de la région même, celui des travailleurs de 25 à 39 ans. Ce groupe plus jeune devrait subir les mêmes chocs économiques que les travailleurs âgés, mais il ne devrait pas être autant touché par des changements de politique AI, car l'indemnisation AI est bien moins fréquente chez les jeunes travailleurs<sup>23</sup>. Ainsi, en reprenant les modèles de base pour ce groupe, il devient possible de juger si des variables omises ont un effet déterminant sur les résultats.

---

23 La fréquence de l'indemnisation AI chez les travailleurs de sexe masculin de 25 à 39 ans est de moins de 0,2 %.

En fait, ainsi que l'indiquent les deux lignes suivantes du tableau 4, il n'y a guère de changement de comportement qui soit en corrélation chez ces travailleurs plus jeunes. Le coefficient de différence du deuxième degré est positif, mais il est relativement faible par rapport à celui des travailleurs âgés. À la ligne suivante, le modèle paramétré par variables instrumentales est réestimé pour cette population, à laquelle on attribue les avantages du groupe 45-59 ans dans cette cellule région-instruction-année. En fait, si on applique la méthode aux travailleurs plus jeunes, on obtient un coefficient négatif et peu significatif.

Ainsi, les deux contrôles de spécification indiquent un changement relatif d'offre de travail chez les travailleurs âgés des provinces où s'applique le RPC par rapport au Québec, mais seulement après la majoration des indemnités. Ils montrent également que cet effet n'était présent que chez les travailleurs âgés principalement visés par le régime (et non pas chez les travailleurs plus jeunes). En d'autres termes, les seuls facteurs pouvant brouiller les principales constatations de ce rapport sont de soudains changements de perspectives économiques relatives ou de propension au travail chez les travailleurs âgés (par rapport aux travailleurs plus jeunes) dans les provinces RPC par rapport au Québec vers janvier 1987.

Il y a en réalité un autre contrôle permettant même d'exclure les autres possibilités dans cette catégorie. On peut faire explicitement figurer une interaction RPC-APRÈS dans le modèle paramétré et s'en servir ensuite pour estimer un modèle de différence du troisième degré (Gruber, 1994), lequel sera seulement caractérisé par les différences d'effet du changement de politique entre les 16 groupes de travailleurs. Ce modèle tient compte de tout changement en moyenne des circonstances économiques ou de la propension au travail des travailleurs âgés dans la région RPC par rapport au Québec en excluant des résultats la plupart des autres explications plausibles. Après avoir pris en compte les variations relatives moyennes de l'offre de travail au Québec et dans le reste du Canada, il se demande si les groupes où le taux de remplacement a le plus augmenté étaient ceux qui ont le plus accru leur inactivité.

Les résultats de cette estimation figurent à la dernière ligne du tableau 4 pour le modèle IV (où intervient encore l'interaction région-instruction-APRÈS). En fait, l'effet estimé ici est quelque peu plus grand qu'au tableau 3, ce qui indique un degré d'élasticité de 0,32. Précisons que le coefficient est très faiblement significatif. Avec les résultats relatifs aux travailleurs plus jeunes, ce résultat est l'indice que d'autres changements généraux dans les provinces RPC par rapport au Québec n'ont pas d'effet déterminant sur les principales estimations. Dans l'ensemble, les données des tableaux 2 à 4 font voir une réaction plutôt élastique de l'offre de travail aux modifications d'indemnisation AI chez les travailleurs âgés, le degré d'élasticité de l'inactivité par rapport aux avantages étant de 0,25 à 0,32.



---

## 6. CONSÉQUENCES SUR LE PLAN DU BIEN-ÊTRE

---

L'estimation de la réaction d'offre de travail à laquelle nous nous sommes attachés jusqu'ici ne livre que partiellement l'information nécessaire à une «analyse de bien-être» de la majoration des indemnités d'assurance invalidité en 1987 dans le cadre du RPC.

L'invalidité est le genre de grand accident contre lequel les gens cherchent idéalement à se prémunir en prenant des assurances, mais le marché privé de l'assurance invalidité est incomplet. C'est pourquoi les gens peuvent voir leur niveau de vie diminuer notablement s'ils deviennent invalides. Cette constatation vaut particulièrement pour le RPC avant la majoration des indemnités, période où les taux de remplacement ne représentaient en moyenne que le quart du revenu antérieur. Aux yeux d'un planificateur social, on peut donc faire des gains de bien-être en alourdissant un peu les charges sociales des travailleurs pour assurer un revenu plus égal de consommation à ceux qui deviennent invalides. Ainsi, si les effets sur l'offre de main-d'oeuvre sont importants, il est difficile de jauger cette importance sans tenir compte des gains que font les gens qui reçoivent les indemnités plus généreuses de l'assurance invalidité du RPC.

Dans cette section, nous décrivons un mode rudimentaire de calcul des coûts et des avantages sociaux du changement de politique. Nous faisons ce calcul en trois étapes. D'abord, nous présentons une fonction de bien-être social permettant d'évaluer les transferts des travailleurs aux bénéficiaires invalides de ce régime. Ensuite, nous nous reportons au degré estimé d'élasticité de la réaction d'offre de travail pour mesurer le coût net d'un tel transfert pour le contribuable qui travaille. Enfin, nous comparons ces ordres de grandeur pour différentes valeurs des paramètres clés de préférences afin de pouvoir juger si la réaction estimée d'offre de travail est assez importante pour effacer les retombées bienfaites du changement de politique<sup>24</sup>.

---

### THÉORIE

---

Le principal avantage du changement de politique a été un transfert des travailleurs relativement aisés à la population relativement pauvre des invalides, ce qui accroît le bien-être social pour une fonction concave de ce bien-être. Pour évaluer l'avantage obtenu, on suppose que le bien-être social est utilitaire et que l'utilité individuelle est de la forme ECS (élasticité constante de substitution) :

---

24 Pour une analyse plus riche d'optimalité des indemnités AI, voir Diamond et Sheshinski (1995).

$$3) \quad U = C^{1-\gamma} / 1-\gamma$$

La société est formée de deux groupes, à savoir les travailleurs (dont la population est normalisée à 1) et les invalides ( $n_d$ ). On normalise également à 1 le revenu de tous les travailleurs, et le revenu antérieur des invalides est  $r$ . On notera que  $r$  comprend aussi bien les indemnités AI que d'autres sources de revenu où puisent les gens incapables de travailler (qu'il s'agisse du revenu du conjoint ou d'autres transferts). Voici l'état de bien-être social avant le changement de politique :

$$4) \quad (1)^{1-\gamma}/1-\gamma + n_d*(r)^{1-\gamma}/1-\gamma$$

Le changement de politique augmente les indemnités d'une valeur  $k$ , mais comme les invalides ont quelques autres sources de revenu sur lesquelles compter pour financer leur consommation, seule une partie de la majoration des prestations ( $\beta k$ ) peut se traduire par un surcroît de consommation. En d'autres termes, les prestations majorées peuvent «évincer» d'autres sources de revenu dans une certaine mesure. Ainsi, si d'autres transferts disparaissent lorsque s'élèvent les indemnités, l'accroissement des ressources nettes de la famille sera nul (tout comme la consommation résultante). Si  $\beta=1$ , il n'y a pas d'éviction et chaque dollar de majoration des indemnités est directement répercuté sur la consommation. Si  $\beta=0$ , l'éviction est complète et le revenu net n'est pas changé par la hausse des indemnités. Certaines des ressources «évincées» peuvent revenir aux travailleurs si d'autres transferts sont réduits par suite de la majoration des indemnités AI.  $\alpha$  désigne la proportion des ressources évincées qui retourne aux travailleurs.

Le changement de politique est financé par une charge sociale sur les travailleurs. Après le changement, l'état de bien-être social devient :

$$5) \quad (1-t+\alpha k)^{1-\gamma}/1-\gamma + n_d*(r+\beta k)^{1-\gamma}/1-\gamma$$

Les avantages du changement de politique sont mesurés par la quantité  $t^*$  qui garde constant l'état de bien-être social avant et après ce changement. En d'autres termes,  $t^*$  est l'équivalent de revenu pour les travailleurs par l'institution d'indemnités AI plus généreuses.

Pour évaluer les conséquences nettes du changement de politique sur le bien-être, on peut alors directement comparer la valeur  $t^*$  à la valeur  $t^{**}$ , qui représente la charge sociale à imposer aux travailleurs pour le financement de la majoration des indemnités. Ce  $t^{**}$  comprend trois éléments. Le premier est le coût direct de la majoration des indemnités pour les participants actuels du RPC, soit simplement une charge d'une valeur  $n_d*k$  sur les travailleurs. Le deuxième est le coût net pour la société des gens qui quittent la population active. Pour ce groupe, si on pose l'hypothèse d'une économie de plein emploi, le coût brut est la valeur de la production de ses membres, plus les indemnités qui doivent leur être versées. L'avantage brut pour ce même groupe est la valeur du surcroît de loisirs (c'est-à-dire la diminution de la désutilité du travail). Ce dernier élément peut



être plutôt important si ces travailleurs étaient sur le point de quitter le marché du travail en raison d'ennuis de santé.

La clé de la mesure de ces facteurs est l'examen de l'effet d'une variation marginale des indemnités AI. Si la réception d'indemnités AI est certaine et que le salaire brut de chaque travailleur correspond à son produit marginal, la valeur du gain de loisirs pour ceux qui quittent la population active est parfaitement égale à la valeur (après impôt) de la production perdue pour la société, et ce, parce que le travailleur qui passe à l'inactivité à cause d'un accroissement marginal des avantages est au point d'indifférence à l'égard du travail et des loisirs. Ainsi, le coût net d'une variation marginale des avantages est simplement la perte de recettes fiscales par la diminution correspondante de l'offre de main-d'oeuvre, plus le coût des indemnités versées aux travailleurs nouvellement devenus invalides<sup>25</sup>.

Deux facteurs peuvent cependant venir compliquer ce calcul simple. D'abord, il ne s'agit pas d'une hausse marginale des indemnités, mais plutôt d'une augmentation «relative» de 1 668 \$, d'où une limite assez ample pour la valeur des loisirs. On a supposé que la distribution des valeurs de loisirs est uniforme et on a pris la moyenne de la fourchette<sup>26</sup>. Ensuite, si l'utilité est non linéaire et que la réception des indemnités est incertaine, la valeur de loisirs pourrait en réalité être supérieure à ce qu'implique ce calcul fondé sur une certitude de réception. Demander des indemnités AI reste hasardeux et, si des gens essuient un refus, ils pourraient être incapables de revenir à leur travail antérieur. Ils pourraient plutôt se voir contraints de vivre d'un revenu réduit, qu'il s'agisse du revenu de leur conjoint ou d'autres transferts s'ils restent sans travailler, ou encore de toucher un revenu de travail moindre s'ils décrochent un nouvel emploi<sup>27</sup>. Même si les indemnités

- 
- 25 Un exemple illustrera notre propos. Prenons le cas d'un travailleur dont le produit marginal (et donc le revenu brut) est de 30 000 \$ par an et le revenu après impôt, de 20 000 \$ par an. S'il se déclare invalide avant que les indemnités ne soient modifiées, il recevra 8 000 \$ en indemnisation AI. Ainsi, s'il continue à travailler, la désutilité de son travail (c'est-à-dire la valeur des loisirs) doit être inférieure ou égale à 12 000 \$. Or, les indemnités montent à 8 001 \$ et il quitte le marché du travail pour toucher des prestations d'invalidité. Cela veut dire que la valeur de ses loisirs est supérieure ou égale à 11 999 \$. Pour plus de simplicité, supposons que cette valeur est justement de 11 999 \$, auquel cas le coût brut pour la société s'il quitte son travail est de 30 000 \$ en production perdue et de 8 001 \$ en indemnités AI, alors que l'avantage brut pour le travailleur s'établit à 8 001 \$ en indemnités, plus 11 999 \$ en valeur de loisirs. Ainsi, le coût net est de 18 001 \$, soit la somme des recettes fiscales perdues et des indemnités AI versées.
- 26 Une solution de rechange naturelle consisterait à supposer que les travailleurs les plus invalides (ceux qui ont la plus grande valeur de loisirs) sont ceux qui quittent au point marginal, ainsi qu'à se reporter à cette même valeur des loisirs comme limite supérieure dans ce calcul. Dans la pratique, il y a très peu d'effet sur les résultats. Ainsi, les coefficients de «seuil» de répugnance relative à prendre des risques - que présente la figure 2 - ne changent pas de plus de 0,1.
- 27 Comme nous l'avons signalé, Bound (1989) a constaté que, aux États-Unis, moins de la moitié des demandeurs refusés reviennent au travail et que ceux qui reprennent le travail ne gagnent désormais que 55 % de leur revenu antérieur.

prévues et la valeur des loisirs sont supérieures au revenu du travail après impôt, les gens pourraient hésiter à s'engager dans cette voie s'ils répugnent à prendre des risques. Pour reprendre une analogie avec le marché de l'assurance-maladie, cette incertitude retient au travail des gens qui seraient autrement bénéficiaires de l'assurance invalidité.

On modélise le phénomène en supposant que la valeur des loisirs (ou la désutilité du travail) s'ajoute à la consommation et en calculant ensuite les limites impliquées de la valeur des loisirs  $x$  par l'équation suivante :

$$6) \quad 0,68*(r)^{1-\gamma}/1-\gamma + 0,32*(q)^{1-\gamma}/1-\gamma < (1-x)^{1-\gamma}/1-\gamma < 0,68*(r + \beta k)^{1-\gamma}/1-\gamma + 0,32*(q)^{1-\gamma}/1-\gamma$$

tout en se rappelant que les probabilités d'admission au régime sont de 0,68 et que le revenu extérieur est  $q$  en cas de refus<sup>28</sup>.

Le coût final est l'éventuelle «perte de capacité» par la mobilisation des recettes de l'État nécessaires au financement de ce transfert. Si ce surcroît de frais allait au financement d'un bien public général, il serait peut-être bon de recourir à des estimations classiques du coût marginal des deniers publics, qui oscille entre 7 et 21 cents par dollar mobilisé (Fullerton, 1989)<sup>29</sup>. Toutefois, comme Summers (1989) le souligne, l'analyse classique d'incidence fiscale est contre-indiquée dans le cas des changements de financement des régimes d'assurance sociale, car de ces changements découlent des combinaisons de charges et d'avantages. En d'autres termes, par-delà le transfert statique aux gens invalides, il y a un avantage à ce changement de politique, soit la valeur accrue d'assurance pour ceux qui pourraient *devenir* invalides dans la mesure où ils ne pourraient pas compter, au point marginal, sur une assurance invalidité privée. Comme ce précieux surcroît d'assurance ne va au point marginal qu'aux gens qui travaillent, cette combinaison de charges et d'avantages est de nature à augmenter l'offre de travail, compensant ainsi toute diminution de la demande ou de l'offre de main-d'oeuvre imputable à l'alourdissement des charges fiscales et réduisant de la sorte le manque d'efficacité du financement de la majoration des indemnités.

Empiriquement, plusieurs études récentes ont considéré les conséquences du financement des assurances sociales sur l'efficacité du marché du travail. Gruber et Krueger (1991), Gruber (1994, à paraître) et Anderson et Meyer (1995) sont tous parvenus à la conclusion que le fardeau de l'augmentation des coûts des assurances sociales est intégralement répercuté sur les travailleurs sous forme de baisses salariales avec peu d'effet sur l'emploi. Cela concorde avec l'idée d'une franche combinaison de charges et d'avantages sans grande perte de capacité. Ainsi, pour les

28 Autre possibilité, on pourrait modéliser séparément les loisirs. L'avantage est que l'on peut facilement convertir la valeur des loisirs en unités d'équivalence de consommation. Comme les gens répugneront davantage à prendre des risques,  $x$  augmentera, bien que ses limites se resserrent, et ce, parce qu'il faudra que les indemnités AI prévues augmentent beaucoup plus pour que les gens soient enclins à quitter la population active pour une valeur déterminée de loisirs. Ainsi, on aura une fourchette moindre de valeurs de loisirs pour lesquelles les gens quitteront le marché du travail pour une majoration déterminée des indemnités AI.

29 Plus récemment, Feldstein (1995) a indiqué une perte bien plus grande de capacité à cause de variations des taux marginaux d'imposition au sommet de l'échelle de répartition des revenus.

éléments de simulation présentés plus loin, je supposerai que la mobilisation des recettes t\*\* cause une perte nulle de capacité.

---

## CONSÉQUENCES SUR LE PLAN DU BIEN-ÊTRE - EXÉCUTION DU CALCUL

---

Pour calculer t\* et t\*\*, il faut d'abord reconnaître que la population masculine de 45 à 59 ans étudiée dans ce rapport ne représente en gros que 30 % de toute la population invalide. Les hommes de 60 à 64 ans y figurent pour 24 %, les femmes de 45 à 64 ans, pour 32 %, le reste étant des hommes et des femmes plus jeunes. Tous ces groupes bénéficieront d'une hausse des indemnités servies aux invalides, mais mes estimations de réaction d'offre de travail valent seulement pour le premier de ces groupes. Aux fins de ce calcul, je pose l'hypothèse que l'élasticité de l'activité par rapport aux changements d'avantages est la même pour tous les travailleurs (des deux sexes) âgés de 45 à 64 ans et que le degré d'élasticité est nul pour les moins de 45 ans<sup>30</sup>. Un paramètre clé de l'évaluation de t est le revenu antérieur touché par les travailleurs devenus invalides (ce qui est désigné par r dans le modèle). Malheureusement, les données sur l'invalidité et l'indemnisation dans le cadre du RPC sont entachées de beaucoup de bruit dans l'EFC. J'ai employé une valeur «prudente» de population cible formée des gens qui déclarent à la fois être incapables de travailler et recevoir des prestations du RPC<sup>31</sup>. À l'aide des données de l'EFC d'avril 1987, où des questions sont posées sur les sources de revenu en 1986, on mesure le revenu antérieur après impôt de ce groupe de travailleurs devenus invalides en calculant le revenu total après impôt des enquêtés et de leur conjoint<sup>32</sup>. Le revenu médian de cette population s'établissait à 14 014 \$ en 1986; 38 % (seulement) de ce revenu consistait en prestations du RPC, 22 % en revenus du conjoint, 13 % en revenus puisés à d'autres sources gouvernementales, 13 % en prestations de régimes privés de retraite et le reste en revenus d'autres sources. Un paramètre  $\beta < 1$  paraît possible, car d'autres sources de revenu peuvent être «évincées» par une majoration des indemnités AI.

- 
- 30 Comme ma fourchette de valeurs estimatives d'élasticité va de 0,25 à 0,32, 0,285 sera mon estimation de base pour ces simulations. Cet intervalle de valeurs implique que l'augmentation des avantages a réduit l'activité de 2,56 % chez les hommes de 45 à 59 ans. J'ai appliqué ce même pourcentage aux autres groupes de travailleurs plus âgés (en fonction de leur activité moindre). Dans le cas des femmes, l'hypothèse d'une réaction équivalente repose sur le double fait que l'on juge généralement l'offre de main-d'oeuvre féminine plus élastique que l'offre de main-d'oeuvre masculine et que les femmes aient moins de chances d'être admissibles aux indemnités d'assurance invalidité du RPC.
- 31 Les prestations reçues du RPC peuvent comprendre des prestations de retraite ou des prestations de survivant, mais en faisant aussi intervenir comme condition l'incapacité de travailler, nous avons l'intention d'appréhender la population qui reçoit des prestations d'invalidité de ce même régime.
- 32 On calcule les charges fiscales de chaque famille dans ces données à l'aide d'un programme de calcul fiscal mis au point d'après le modèle de Perry (1984, 1990).

Ce chiffre se compare à un revenu familial moyen de 31 164 \$ pour les travailleurs, le rapport R étant de 0,450. En fonction de ce dénominateur, l'augmentation des indemnités dans le RPC (1 668 \$) donne un k de 0,054.

Malheureusement, on n'a pas de données directes permettant de juger du paramètre d'éviction  $\beta$  ni de la mesure où les ressources évincées reviennent aux travailleurs ( $\alpha$ ). En principe, il est possible d'estimer l'éviction en examinant la réaction des autres sources de revenu ou la consommation des travailleurs devenus invalides lorsque les indemnités changent. Dans la pratique, cet exercice est impossible, car la population d'invalides évolue (à cause de la réaction d'offre de travail mesurée dans cet exposé) de sorte que toute modification des autres revenus pourrait ne pas s'expliquer par le phénomène de l'éviction, mais plutôt par des différences de composition de la population d'invalides. Nous avons donc pris deux scénarios polarisés pour  $\beta$ . Dans le premier cas,  $\beta=1$ , et il n'y a pas d'éviction (et donc  $\alpha=0$ ). Dans le second, le dollar marginal versé en indemnisation est considéré comme le dollar moyen, 38 cents allant à la consommation et le reste étant évincé. On suppose en outre qu'un dollar d'offre de travail évincé du conjoint vaut 50 cents pour la famille en surcroît de loisirs du conjoint, si bien que le total de  $\beta = 0,38 + 0,5*0,22 = 0,49$ . Dans ce cas, la consommation des travailleurs augmente de 40 cents hors indemnisation AI et hors revenu familial d'offre de travail du conjoint (car des transferts entrent en jeu), d'où  $\alpha=0,4$ .

Comme nous l'avons dit, ce changement de politique a un double coût. D'abord, il y a le coût du transfert à la personne devenue invalide, soit 0,054 par travailleur invalide, charge étalée sur tous les travailleurs. Ensuite, il y a le coût du passage accru à l'inactivité, soit la somme des recettes fiscales perdues et des indemnités versées aux gens qui quittent le marché du travail, moins la valeur accrue de leurs loisirs en équivalence «consommation». Ainsi que nous l'avons signalé, nous supposons que 2,56 % de tous les travailleurs âgés quittent la population active en réaction au changement de politique, et aussi que 68 % de ces nouveaux inactifs demandent et reçoivent des indemnités. Ce taux d'acceptation moyen pourrait quelque peu surévaluer les probabilités d'acceptation dans ce groupe (qui est sans doute moins malade au point marginal que les demandeurs antérieurs).

Pour calculer la perte en recettes fiscales, on a pris le taux moyen d'imposition des divers travailleurs qui, multiplié par le revenu, donne la perte fiscale si le travailleur quitte le marché du travail. On a supposé que les travailleurs refusés ne reviennent pas au travail et que ces recettes fiscales sont donc perdues pour tous les gens qui quittent. On a ensuite reconnu que l'augmentation des avantages était la plus grande, tout comme donc l'effet de passage à l'inactivité, pour les travailleurs à faible revenu, de sorte que le taux d'imposition moyen de tous les travailleurs plus âgés se trouverait à surestimer la perte fiscale. Nous avons donc pris une moyenne pondérée de cette perte où les poids représentent le taux de remplacement pour chaque cellule instruction-région de ces mêmes

travailleurs en 1986<sup>33</sup>. Nous avons ainsi dégagé la perte de recettes fiscales par travailleur âgé devenu inactif, soit 6 102 \$ (valeur appréciable si on la compare aux 7 776 \$ des indemnités AI reçues par les intéressés). Enfin, nous avons posé l'hypothèse que, en cas de refus d'indemnités AI (q), le revenu des travailleurs correspond à la moyenne du revenu des invalides hors indemnisation AI.

Dans l'ensemble, ce calcul donne un coût fiscal par travailleur de 0,65 % du salaire. La perte n'est que de 0,19 % du salaire pour le transfert aux gens actuellement invalides et le reste intéresse le changement d'offre de travail chez les travailleurs âgés. En d'autres termes, la perte «statique» n'est que de 30 % du coût total en recettes du changement de politique.

Enfin, pour comparer ce coût aux avantages du changement, il nous faut des hypothèses au sujet du coefficient de répugnance relative à prendre des risques, soit  $\gamma$ . On prend des valeurs de 1 (utilité en formule logistique) à 4, ce dernier chiffre correspondant à l'extrémité supérieure de la fourchette estimée dans les études macroéconomiques antérieures. La plupart des estimations antérieures placent ce paramètre dans l'intervalle 2-3 (Zeldes, 1989; Engen, 1993).

La comparaison est présentée à la figure 2. L'axe des x indique différentes valeurs pour le paramètre de la répugnance à prendre des risques et l'axe des y mesure le gain net de bien-être par dollar de revenu pour les travailleurs. Deux lignes correspondent aux deux valeurs de  $\beta$ . Les courbes sont toutes ascendantes, car le transfert et le surcroît d'assurance sont d'autant plus prisés que les gens (et donc la société) répugnent davantage à prendre des risques.

Pour le cas d'éviction nulle ( $\beta=1$ ), le changement de politique permet des gains de bien-être pour les valeurs de  $\gamma$  de 1,5 et plus. Même en cas d'éviction importante, on voit des gains de bien-être pour les valeurs de  $\gamma$  de 2,1 et plus. Ainsi, malgré la réaction marquée d'offre de travail qui a triplé le coût «statique» du financement de la majoration des indemnités, il existe des gains de bien-être pour la fourchette type de coefficients estimés de répugnance relative à prendre des risques. Il est donc fort important de s'attacher aux avantages du transfert dans l'évaluation des conséquences de la réaction de l'offre de travail au changement de politique.

Le calcul n'a bien sûr qu'une valeur indicative et appelle un certain nombre d'hypothèses. Le plus important, c'est qu'on doit poser l'hypothèse d'un marché du travail de plein emploi et parfaitement concurrentiel. Si ce marché accuse des imperfections, l'hypothèse se trouvera à surévaluer les coûts du changement de politique pour deux raisons. D'abord, certains des emplois que quittent les travailleurs âgés seront repris par des

---

33 Nous avons pris le taux de remplacement des hommes de 45 à 59 ans pour établir ces éléments de pondération, mais le rapport de ces taux entre les cellules sera sans doute semblable pour tous les travailleurs âgés.

travailleurs plus jeunes en chômage, d'où une perte moindre de production pour la société. En second lieu, le salaire gagné par les travailleurs âgés devenus invalides pourrait avoir dépassé leur produit marginal, mais les employeurs pourraient avoir été incapables de payer moins ces gens ou de les renvoyer à cause de la réglementation du marché du travail ou des normes professionnelles. Cela implique que la perte de production imputable aux travailleurs qui quittent volontairement leur emploi est inférieure au revenu perdu. Nous avons pris un travailleur et un invalide représentatifs en nous reportant aux revenus médians dans ces deux populations plutôt qu'à une répartition des revenus dans chaque groupe. Cela élèvera les avantages nets du changement de politique dans une fonction concave d'utilité, car certains travailleurs invalides auront un revenu très bas. Nous avons en outre supposé que les demandeurs refusés ne reviennent pas au travail. S'ils y retournent, le coût social du changement de politique est moindre. Par ailleurs, les coûts de la majoration des indemnités sont peut-être doublement sous-évalués en ce sens que, d'abord, nous avons supposé qu'il n'y a pas de réaction d'offre de travail chez les travailleurs plus jeunes et que, ensuite, nous avons posé que le financement de la hausse des indemnités n'entraînait pas de perte de capacité d'après les données relatives à d'autres régimes d'assurance sociale aux États-Unis.

---

## 7. CONCLUSIONS

---

Un paramètre critique dans la conception de politiques AI est celui de la sensibilité de l'offre de travail à la générosité des indemnités. Il s'est révélé difficile d'estimer ce paramètre dans le contexte américain, mais la majoration appréciable en 1987 des indemnités d'assurance invalidité du RPC nous en donne le moyen. La présente analyse porte sur les réactions de la main-d'oeuvre et s'appuie tant sur des modèles simples de différence du deuxième degré que sur des modèles plus paramétrés. Dans l'un et l'autre de ces cas, elle dégage un important effet de la hausse des indemnités sur l'offre de main-d'oeuvre. Les estimations principales impliquent un degré d'élasticité de 0,25 à 0,32 de l'inactivité par rapport aux avantages.

Cette valeur estimative est-elle grande ou petite? Nous disposons de deux points de repère. Il est d'abord possible de comparer l'estimation aux chiffres d'études américaines antérieures. Nous découvrons ainsi que notre estimation est plus proche de celles des études postérieures à l'étude Parsons sur l'élasticité de la réaction que de l'estimation même de limite inférieure établie par ce même Parsons, ce qui confirme l'idée que les modifications d'indemnisation AI ne peuvent à elles seules expliquer la tendance radicale de la série chronologique chez les travailleurs âgés dans les années 1970<sup>34</sup>. En second lieu, on peut comparer notre estimation aux gains estimatifs de bien-être qu'a procurés le transfert à la population relativement pauvre d'invalides. Dans ce cas, l'analyse montre que, malgré l'importante réaction d'offre de travail, le changement de politique a été source de gains de bien-être pour une grande diversité de paramètres de préférences. Si l'analyse de bien-être accuse des limites, elle illustre que, malgré ses grands effets déformateurs sur l'offre de main-d'oeuvre, une plus grande générosité des assurances sociales peut accroître le bien-être.

Il convient de noter que, dans cette analyse, nous n'avons pas tenu compte des aspects dynamiques et que nos résultats pourraient, par conséquent, mal rendre compte de

---

34 Plus précisément, le taux de remplacement possible de l'AI a augmenté de 53 % de 1960 à 1980 (U.S. Congress Committee on Ways and Means, 1990). À une valeur estimative centrale d'élasticité de 0,25 à 0,32, il y a accroissement de l'inactivité de 13 % à 17 %. Toutefois, comme nous l'avons signalé, le taux d'inactivité a plus que doublé pendant cette période chez les hommes de 45 à 54 ans, si bien que la majoration des indemnités AI ne peut au mieux expliquer que 15 % environ de cette montée de l'inactivité. Ce n'est pas dire que le régime AI en soi n'a pas joué de rôle, puisqu'une meilleure sensibilisation au régime ou un assouplissement des normes relatives à l'invalidité pourrait avoir eu un effet plus marqué pendant cette période. On trouvera dans Bound et Waidmann (1992) une interprétation plus fine de ces tendances de la série chronologique.

l'élasticité en régime permanent de la réaction de l'offre de travail à l'importance des indemnités. En particulier, on pourrait surestimer l'élasticité permanente s'il existe des «effets de l'annonce», car une large majoration des prestations influe plus sur les comportements qu'une augmentation progressive. Par ailleurs, si on se contente d'examiner le comportement sur quelques années seulement après le changement de politique, l'analyse risque de sous-estimer la réaction si une nouvelle adaptation à la hausse des indemnités s'opère dans le temps. Il se peut notamment que l'incidence sur la population à long terme de travailleurs invalides soit bien plus grande si l'élasticité de la réaction d'offre de main-d'oeuvre est supérieure par rapport à des chocs qui, dans le domaine de la santé, sont en accumulation lente chez les travailleurs âgés dans le cadre du RPC.

**Tableau 1 : Moyennes**

	RPC Avant	RPC Après	RRQ Avant	RRQ Après	Diff. du 2 <sup>e</sup> degré
Indemnités	5 134	7 776	6 878	7 852	1 668 (17)
Taux de remplacement	0,245	0,328	0,336	0,331	0,088 (0,003)
Absence de travail la semaine précédente	0,200	0,217	0,256	0,246	0,027 (0,013)
Mariage	0,856	0,856	0,817	0,841	-0,024
Présence d'enfants de moins de 17 ans	0,367	0,351	0,354	0,336	0,002
Moins de 9 années d'études	0,303	0,274	0,454	0,421	0,004
9 ou 10 années d'études	0,202	0,199	0,179	0,178	-0,002
11 à 13 années d'études	0,246	0,254	0,169	0,187	-0,010
Études postsecondaires	0,249	0,273	0,198	0,214	0,008
Nombre d'observations	11 349	18 059	2 134	3 113	

Note : Chiffres fondés sur les totalisations de l'auteur. La mention «RRQ» désigne le Québec et la mention «RPC», le reste du Canada. «Avant» désigne la période 1985-1986 et «après», la période 1987-1989. Les écarts types figurent entre parenthèses.



**Tableau 2 : Modèle de différence du deuxième degré**

Mariage	-0,952 (0,035)
Moins de 9 années d'études	1,291 (0,041)
9 ou 10 années d'études	0,835 (0,045)
11 à 13 années d'études	0,390 (0,046)
Région RPC	-0,173 (0,058)
Après le changement de politique	-0,005 (0,068)
Région RPC* Après le changement de politique	0,150 (0,075)
Effet impliqué (probabilités)	0,023
Nombre d'observations	34655

Note : Le tableau présente une estimation logistique de l'équation 1) dans le texte. Les erreurs types figurent entre parenthèses. Les régressions comprennent un jeu complet de variables fictives pour l'âge et le nombre d'enfants.

**Tableau 3 : Modèles paramétrés**

Spécification	Absence de travail		
	Estimation	Effet du changement de politique	Élasticité
Modèle de base	0,927 (0,469)	0,012	0,17
Modèle IV	1,344 (0,563)	0,018	0,25
Nombre d'observations	34 655		

Note : Les coefficients se rapportent au taux de remplacement d'après des modèles logistiques comme le modèle 2). Les erreurs types figurent entre parenthèses. La régression comprend toutes les variables de prise en compte énumérées au tableau 2, ainsi qu'un jeu complet de variables

fictives pour le nombre d'enfants, l'âge, l'année, la région, l'instruction-région et l'instruction-année. Le modèle IV emploie comme variables instrumentales un jeu de variables fictives instruction-région-APRÈS. L'effet du changement de politique est l'incidence de l'augmentation du taux de remplacement relatif en 1987 dans le cadre du RPC. L'élasticité est la variation en pourcentage de la variable dépendante (valeur rapportée à la valeur antérieure du RPC) par rapport à celle du taux de remplacement.

**Tableau 4 : Autres hypothèses**

Spécification :	Estimation	Effet impliqué du changement de politique	Élasticité
Exercice de falsification portant Sur les tendances préexistantes	0,023 (0,080) 28 756	0,003	
Estimation de différence du deuxième degré pour les travailleurs plus jeunes	0,055 (0,060) 60 483	0,007	
Modèle paramétré - Travailleurs plus jeunes - estimation IV	-0,303 (0,605) 60 483	-0,003	
Modèle de différence du troisième degré avec RPC-APRÈS, estimation IV	1,710 (0,891) 34 655	0,023	0,32

Note : Les erreurs types figurent entre parenthèses. Le nombre d'observations est cité à la dernière ligne de chaque cellule. La première ligne présente les résultats d'une régression de différence du deuxième degré sous la forme 1) avec 1982 et 1983 comme période antérieure et 1985 et 1986 comme période postérieure. À la seconde ligne se trouvent des régressions de différence du deuxième degré pour les travailleurs plus jeunes de sexe masculin (25 à 39 ans) et à la troisième, un modèle paramétré sous la forme 2) pour cet échantillon. La dernière ligne indique une régression sous la forme 2), mais aussi avec une interaction RPC-APRÈS. C'est là le modèle IV où les variables instrumentales sont un jeu de variables fictives instruction-région-APRÈS. Les lignes 1) et 2) comprennent les variables de prise en compte énumérées au tableau 2 et la note qui l'accompagne et les lignes 3) à 5) toutes ces variables avec un jeu complet de variables fictives pour le nombre d'enfants, l'âge, l'année, la région, l'instruction-région et l'instruction-année. L'effet du changement de politique est l'incidence de l'augmentation du taux de remplacement relatif en 1987 dans le RPC. L'élasticité est la variation en pourcentage de la variable dépendante (valeur rapportée à la valeur antérieure du RPC) par rapport à celle du taux de remplacement.

---

## 8. BIBLIOGRAPHIE

---

- Anderson, Patricia M., et Bruce D. Meyer (1995). The Incidence of a Firm-Varying Payroll Tax: The Case of Unemployment Insurance, NBER Working Paper #5201.
- Baker, Michael, et Dwayne Benjamin (1996). *Early Retirement Provisions and the Labour Force Behavior of Older Men: Evidence from Canada*, document polycopié, Université de Toronto.
- Bound, John (1989). *The Health and Earnings of Rejected Disability Applicants*, American Economic Review, 79, 482-503.
- Bound, John (1991). *The Health and Earnings of Rejected Disability Applicants: Reply*, American Economic Review, 81, 1427-1434.
- Bound, John, et Timothy Waidmann (1992). *Disability Transfers, Self-Reported Health, and the Labour Force Attachment of Older Men: Evidence from the Historical Record*, Quarterly Journal of Economics, 107, 1393-1420.
- Card, David, *The Effects of Minimum Wage Legislation: A Case Study of California, 1987-89*, Industrial and Labour Relations Review, 46 (1992), 38-54.
- Congrès des États-Unis, House Committee on Ways and Means (1990,1993). Overview of Entitlement Programs, Département de la Santé et des Services humains des États-Unis.
- Daly, Mary (1996). *Characteristics and Income Patterns of Non-Elderly OASDI and SSI Beneficiaries*, mémoire rédigé à l'intention du National Academy of Social Insurance Committee on the Privatization of Social Security.
- Département de la Santé et des Services humains des États-Unis (1993). Annual Statistical Supplement to the Social Security Bulletin, Washington, D.C., U.S. DHHS Social Security Administration.
- Développement des ressources humaines Canada (1995). *CPP Disability Incidence Study*, Ottawa, Direction générale des programmes de sécurité du revenu, DRHC.
- Développement des ressources humaines Canada (1996). *Statistics Related to Income Security Programs*, Ottawa, DRHC.
- Diamond, Peter, et Eytan Sheshinski (1995). *Economic Aspects of Optimal Disability Benefits*, Journal of Public Economics, 57, 1-23.
- Engen, Eric. *A Stochastic Life-Cycle Model with Mortality Risk: Estimation with Panel Data*, document polycopié, UCLA, 1993a.

- Feldstein, Martin (1995). *Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax*, NBER Working Paper #5055.
- Fullerton, Don (1989). *If Labour is Inelastic, Are Taxes Still Distorting?*, NBER Working Paper #2810.
- Gruber, Jonathan (1994). *The Incidence of Mandated Maternity Benefits*, American Economic Review, 84, 622-641.
- Gruber, Jonathan (à paraître). *The Incidence of Payroll Taxation: Evidence from Chile*, Journal of Labour Economics, à paraître.
- Gruber, Jonathan, et Maria Hanratty (1995). *The Labour Market Effects of Introducing National Health Insurance: Evidence from Canada*, Journal of Business and Economics Statistics, 13, 163-174.
- Gruber, Jonathan, et Alan Krueger (1991). *The Incidence of Mandated Employer-Provided Insurance: Lessons from Workers' Compensation Insurance*, Tax Policy and the Economy 5, David Bradford (dir.), 1991, Cambridge, Massachusetts, MIT Press, 111-143.
- Gruber, Jonathan, et Jeffrey D. Kubik (à paraître). *Disability Insurance Rejection Rates and the Labour Supply of Older Workers*, Journal of Public Economics, à paraître.
- Halpern, Janice, et Jerry A. Hausman (1986). *Choice Under Uncertainty: A Model of Applications For the Social Security Disability Insurance Program*, Journal of Public Economics, 31, 131-161.
- Haveman, Robert H., et Barbara L. Wolfe (1984). *The Decline in Male Labour Force Participation: Comment*, Journal of Political Economy, 92:532-541.
- Leonard, Jonathan S. (1986). *Labour Supply Incentives and the Disincentives for Disabled Persons*, dans Disability and the Labour Market: Economic Problems, Policies, and Programs, Ed. Berkowitz, M. et M. A. Hill, Ithaca, New York, ILR Press.
- Lewin-VHI (1996). *Labour Market Conditions, Socioeconomic Factors, and the Growth of Applications and Awards for SSDI and SSI Disability Benefits*, rapport définitif au Département de la Santé et des Services humains des États-Unis.
- Lumsdaine, Robin, et David Wise (1990). *Aging and Labour Force Participation: A Review of Trends and Explanations*, NBER Working Paper #3420, août.
- Maki, Dennis R. (1993). *The Economic Implications of Disability Insurance in Canada*, Journal of Labour Economics, 11, S148-S169.
- Marvel, Howard P. (1982). *An Economic Analysis of the Operation of Social Security Disability Insurance*, Journal of Human Resources, 17, 393-412.
- Parsons, Donald (1980). *The Decline of Male Labour Force Participation*, Journal of Political Economy, 88, 117-134.

Parsons, Donald (1991a). *Self-Screening in Targeted Public Transfer Programs*, Journal of Political Economy, 99, 859-876.

Parsons, Donald (1991b). *The Health and Earnings of Rejected Disability Insurance Applicants: Comment*, American Economic Review, 81, 1419-1426.

Perry, J. Harvey (1984). Taxation in Canada: Fourth Edition, Ottawa, Association canadienne d'études fiscales.

Perry, J. Harvey (1990). Taxation in Canada: Fifth Edition, Ottawa, Association canadienne d'études fiscales.

Summers, Lawrence H. (1989). *Some Simple Economics of Mandated Benefits*, American Economic Association Papers and Proceedings, 79:177-183.

Zeldes, Stephen P. (1989). *Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation*, Journal of Political Economy, 97, 305-346.