

**DÉPARTEMENT DE SCIENCE ÉCONOMIQUE
DEPARTMENT OF ECONOMICS**

CAHIERS DE RECHERCHE / WORKING PAPERS

0102E

**En quelle année vaut-il mieux être né?
Les revenus des hommes et des femmes
au Canada pendant un quart de siècle**

**by
Gilles Grenier**

ISSN: 0225-3860



uOttawa

Faculté des sciences sociales
Faculty of Social Sciences

**CP 450 SUCC. A
OTTAWA (ONTARIO)
CANADA K1N 6N5**

**P.O. BOX 450 STN. A
OTTAWA, ONTARIO
CANADA K1N 6N5**

CAHIER DE RECHERCHE #0102E
Département de science économique
Faculté des sciences sociales
Université d'Ottawa

WORKING PAPER #0102E
Department of Economics
Faculty of Social Sciences
University of Ottawa

En quelle année vaut-il mieux être né? Les revenus des hommes et des femmes au Canada pendant un quart de siècle

par

Gilles Grenier*

Mars 2001

* Département de science économique, Université d'Ottawa, C.P. 450, Succ. A, Ottawa (Ontario), K1N 6N5, courriel: gxgcb@uottawa.ca. L'auteur remercie Dmitry Kabrelyan pour son travail d'assistance à la recherche et les participants à un séminaire donné à Statistique Canada pour leurs commentaires.

RÉSUMÉ

Il existe une perception qu'il y a des inégalités économiques entre les générations et plus précisément que la situation économique des jeunes travailleurs d'aujourd'hui est moins bonne que celle de leurs aînés. Dans ce texte, on cherche à tester cette hypothèse pour les hommes et les femmes au Canada. En combinant des micro-données des recensements canadiens de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996, on estime des régressions de gains qui isolent les effets de l'année de naissance et de l'âge. Les valeurs monétaires sont converties avec l'indice des prix à la consommation (IPC). Dans la spécification de base, il n'y a pas d'autres variables explicatives. Pour les hommes, on obtient le résultat que la génération la plus "chanceuse" est celle née en 1944 et que les moins fortunés sont ceux nés récemment. Pour les femmes, la génération ayant les gains les plus élevés est celle née en 1960 et les générations récentes gagnent beaucoup plus que les plus anciennes. L'inclusion de variables explicatives standards ne change pas la forme de la relation entre les gains et l'année de naissance, mais la génération qui a les gains les plus élevés est un peu plus ancienne et les écarts entre générations sont plus petits. Les résultats sont sensibles à l'utilisation de l'IPC pour convertir les revenus. Si on suppose, comme certains le pensent, que l'IPC a systématiquement surestimé les augmentations de prix dans le passé, la situation économique des jeunes générations est meilleure que ce qu'on aurait estimé autrement. Les résultats confirment en partie certaines idées courantes sur le bien-être relatif des générations, mais ils montrent aussi la difficulté de comparer les niveaux de vie dans le temps.

Mots clés: génération, gains, année de naissance, âge, hommes, femmes, Canada

Classifications JEL: J31, J62

ABSTRACT

In Which Year Is It Better to Be Born? The Earnings of Men and Women in Canada During a Quarter of a Century. There exists a perception of economic inequalities among generations and more precisely that today's younger generations are facing worse economic conditions than those who preceded them. In this paper, this hypothesis is tested for men and women in Canada. By pooling micro-data from the Canadian censuses of 1971, 1981, 1986, 1991 and 1996, earnings regressions are estimated to isolate the effects of birth year and age. Monetary values are converted using the Consumer Price Index (CPI). In the base specification, there are no other explanatory variables. For men, it is found that the "luckiest" generation is the one born in 1944 and that the least fortunate are those born recently. For women, the generation with the highest earnings is the one born in 1960 and the recent generations earn a lot more than the earlier ones. The inclusion of standard explanatory variable does not change the shape of the relationship between earnings and birth year, but the generation with the highest earnings is a bit older and the differences among generations are smaller. The results are sensitive to the use of the CPI to convert incomes. If it is assumed, as claimed by some, that the CPI systematically overestimated price increases in the past, the economic position of the younger generations is better than estimated otherwise. The results partly confirm some current ideas about the relative well-being of generations, but they also show the difficulty of comparing living standards over time.

Keywords: generation, earnings, birth year, age, men, women, Canada.

JEL Classifications: J31, J62

EN QUELLE ANNÉE VAUT-IL MIEUX ÊTRE NÉ? LES REVENUS DES HOMMES ET DES FEMMES AU CANADA PENDANT UN QUART DE SIÈCLE

On peut changer de classe sociale, de langue, de confession religieuse ou d'état civil, on peut s'exiler de son pays natal, on peut même, à la rigueur, échanger ou transformer la culture que l'on a reçue, mais contre son âge et la date de sa naissance, on ne peut rien. (François Ricard, 1992, page 12)

Cette étude porte sur les conflits entre générations, ou plutôt sur la perception courante que des personnes nées à des moments précis dans le passé ont été plus ou moins bien servies que d'autres par la vie. On retrouve cette perception à différentes époques et dans diverses sociétés, mais on l'a observée en particulier dans les dernières années chez les jeunes qui pensent avoir eu plus de difficultés à s'intégrer à la société que leurs aînés. Par exemple, alors qu'auparavant il était normal pour une personne commençant sa vie active d'accéder à un poste à temps plein bien rémunéré et de le garder toute sa vie, plusieurs jeunes travailleurs de nos jours doivent se contenter d'emplois précaires et mal payés. Des groupes de jeunes s'opposent par exemple aux clauses dites "orphelin" que l'on retrouve dans certaines conventions collectives qui font que les nouveaux arrivés ont des échelles de salaires plus basses que les plus anciens.

L'idée qu'il y a des inégalités entre les générations est familière dans l'opinion publique et on la retrouve souvent dans la littérature, à la fois populaire et scientifique. Elle peut découler du comportement normal des groupes de pressions et de la tendance naturelle à "trouver l'herbe plus verte chez le voisin", mais dans toute opinion populaire il y a un fond de vérité. Un essai qui a connu beaucoup de succès au Québec il y a quelques années est le livre de François Ricard (1992) *La génération lyrique: essai sur la*

vie et l'oeuvre des premiers-nés du baby-boom (dont un extrait est cité plus haut). L'auteur soutient que les premiers-nés du baby-boom, ceux nés entre la fin de la Deuxième Guerre et le début des années cinquante, ont été choyés par la vie sur tous les plans, que ce soit économique, social ou culturel. Dans tout ce qu'ils ont voulu faire, les membres de cette génération avaient les portes grandes ouvertes devant eux. Les autres générations ont eu moins de chance, celles qui sont arrivées avant parce qu'elles ont dû vivre la Grande Dépression et la Guerre et celles qui sont arrivées après parce que les premiers-nés du baby-boom avaient déjà pris toute la place. L'auteur de cet essai appartient au monde de la littérature et pas à celui des sciences sociales, et d'ailleurs son livre ne contient aucun chiffre. Mais il est bien documenté et ses arguments sont convaincants. Dans la littérature plus "scientifique", il y a l'ouvrage classique de Richard Easterlin (1980) *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare* qui défend la thèse que ceux qui font partie d'une cohorte d'âges nombreuse font face à plus de difficultés durant toute leur vie, à cause de la concurrence entre membres de cette cohorte, que ceux qui font partie d'une cohorte peu nombreuse. Plus récemment, il y a le livre à succès de l'économiste David Foot (1996), *Boom, Bust & Echo: How to Profit from the Coming Demographic Shift* qui lui aussi montre, chiffres à l'appui, que les changements dans le nombre de personnes de différents groupes d'âges auront des effets importants sur plusieurs aspects de la société.

L'objectif de cette étude est de vérifier si cette perception d'inégalités entre générations est vraie, en se basant principalement sur une variable, soit le revenu salarial. Est-ce que les personnes nées à une certaine époque vont gagner plus ou moins que d'autres au cours de leur vie? Pour répondre à cette question, il faudrait en principe avoir des profils de revenus d'individus nés à différents moments en fonction

de leur âge que l'on observerait sur toute leur vie et que l'on pourrait comparer entre eux. Les données idéales n'existent pas. Certaines données longitudinales permettraient ce genre d'analyse, mais la plupart ne vont pas suffisamment loin en arrière pour examiner les revenus passés de générations plus anciennes qui sont toujours actives ou qui ont récemment quitté le marché du travail. Il y a aussi le problème qu'on ne connaît pas encore les revenus que les générations plus jeunes auront dans le reste de leur vie.

On ne peut donc pas répondre précisément à la question mais on peut faire des estimations. Cette étude essaie d'aborder la question en tenant compte du problème des données. En l'absence de données longitudinales, on peut observer des "groupes" de différents âges à différents moments dans le temps, c'est-à-dire des "cohortes synthétiques". En l'absence de profils complets de revenus par âge de toutes les générations d'individus, on peut utiliser des données sur les revenus de ces générations pendant une période assez longue pour estimer des profils généraux selon l'âge. C'est ce qu'on fait dans cette étude avec les données de cinq recensements canadiens couvrant une période d'un quart de siècle.

La section 1 décrit les données utilisées, introduit un modèle de base pour la relation entre gains et année de naissance et présente les principaux résultats. Ces résultats sont conformes à certaines idées courantes sur le bien-être relatif de diverses générations. Les autres sections cherchent à tester la validité des résultats principaux. Dans la section 2, on ajoute au modèle d'autres variables pouvant expliquer les revenus qui sont habituellement incluses dans les études empiriques sur le capital humain. Dans la section 3, on cherche à savoir comment les résultats sont affectés par le choix de l'indice de prix qu'on utilise pour comparer les revenus à différents moments. On montre que ceux-ci sont assez sensibles aux hypothèses

sur l'indice de prix. Dans la section 4, on considère des variantes du modèle de base où la variable dépendante est changée. La section 5 conclut cette étude.

1. Données et spécification du modèle de base

Cette étude utilise les micro-données des particuliers de cinq recensements canadiens, soit ceux de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996. L'avantage principal de ces données par rapport à d'autres est qu'elles couvrent une longue période, soit 25 ans, ce qui permet de voir des tendances à assez long terme. Un autre avantage est que les échantillons sont grands.¹ Seulement les personnes âgées de 25 à 64 ans sont sélectionnées et les hommes et les femmes sont analysés séparément. La variable de revenu utilisée est les traitements et salaires annuels durant l'année précédant le recensement et seules les personnes ayant déclaré des traitements et salaires positifs sont considérées. Les données de tous ces recensements sont réunies en une seule grande base. Étant donné la taille de cette base, un échantillon aléatoire est tiré de chaque recensement. Pour celui de 1971, on prend 20% des données disponibles (qui constituent 1% de l'ensemble de la population). Pour les autres recensements, on prend 10% des données disponibles (qui

¹ Beaudry et Green (2000) font une analyse qui combine des données des Enquêtes sur les finances des consommateurs entre 1971 et 1993 et ils utilisent 13 enquêtes au lieu de cinq recensements. Cependant, ces enquêtes ont des échantillons plus petits que les recensements et la compatibilité des données durant toute la période exige que seuls les chefs de ménages soient inclus dans leur échantillon. L'étude de Beaudry et Green s'intéresse aux profils par âge des différentes cohortes, alors que la présente étude met l'accent sur des comparaisons de niveaux de revenus de ces mêmes cohortes.

constituent entre 2% et 3% de l'ensemble de la population dépendant du recensement). Pour les hommes, l'échantillon retenu comprend plus de 128 000 observations et celui des femmes en comprend plus de 100 000. Les valeurs monétaires de revenus sont converties en dollars de 1995 avec l'indice des prix à la consommation (IPC).

La combinaison de plusieurs recensements a pour but de distinguer les effets de l'année de naissance et de l'âge sur le revenu. Avec les données d'un seul recensement, il y a évidemment une corrélation parfaite entre ces deux variables et on ne peut pas estimer séparément leurs effets. La plupart des études qui estiment des régressions de gains avec des données de coupe instantanée interprètent les résultats comme indiquant un effet de l'âge ou de l'expérience, suite en grande partie aux études de Mincer. Mais comme la littérature sur l'immigration l'a montré à l'instigation de Borjas (1985), cela revient à supposer que les cohortes d'individus nées à différents moments ont la même fonction de gains. La recherche a montré que ce n'était pas le cas pour les immigrants et cela est peut-être aussi vrai pour la population en général si des générations de travailleurs ont mieux réussi que d'autres. Il s'agit de l'hypothèse qu'on cherche à tester dans ce texte.

La spécification du modèle est une régression de gains de la forme:

$$\ln y = f(N, A, \mathbf{X})$$

où $\ln y$ est le logarithme naturel des traitements et salaires d'une personne en dollars constants de 1995, f est une fonction qui reste à spécifier, N est l'année de naissance (sous la forme $1900+N$), A est l'âge mesuré en années et X est un vecteur de caractéristiques individuelles. Les valeurs de A sont comprises entre 25 et 64 en fonction du choix de l'échantillon. Comme dans le recensement de 1971 les personnes les plus vieilles sont nées en 1907 (= 1971 - 64) et que dans celui de 1996 les personnes les plus jeunes sont nées en 1971 (= 1996 - 25), les données nous permettent d'observer des personnes nées sur une période de 65 ans (=1971 - 1907). Cependant, la quantité d'information qu'on a sur chaque génération est limitée par le fait que les recensements ne couvrent qu'une période totale de 25 ans. Plus une génération est ancienne ou plus elle est récente, moins souvent on l'observe. Le **tableau 1** indique les recensements dans lesquels les générations sont observées. Les personnes nées entre 1932 et 1946 sont observées cinq fois, alors que les autres sont observées moins souvent. Si on considère comme fiables les données des générations observées dans au moins trois recensements, on couvre les années de naissance 1922-1961, ce qui est une assez longue période. Par ailleurs, les résultats pour les années de naissance observées seulement une ou deux fois (1907-1921 et 1962-1971) sont probablement moins exacts et il faudra garder cela à l'esprit.

Dans le premier stade de l'analyse, seulement l'âge et l'année de naissance sont inclus du côté droit de l'équation et X ne comprend qu'un terme constant. Normalement, les régressions de gains de ce type comprennent des variables telles l'éducation, le statut matrimonial, les heures travaillées, la région, etc. Celles-ci seront ajoutées dans une étape ultérieure. La spécification adoptée ici peut être vue comme une forme réduite pure, dans le sens qu'une personne peut choisir son niveau d'éducation, la région où elle

TABLEAU 1

Correspondance entre année de naissance par période de 5 ans et observation dans les recensements canadiens pour les personnes âgées de 25 à 64 ans

Recensement					
Années de naissance	1971	1981	1986	1991	1996
1907-1911	T				
1912-1916	T				
1917-1921	T	T			
1922-1926	T	T	T		
1927-1931	T	T	T	T	
1932-1936	T	T	T	T	T
1937-1941	T	T	T	T	T
1942-1946	T	T	T	T	T
1947-1951		T	T	T	T
1952-1956		T	T	T	T
1957-1961			T	T	T
1962-1966				T	T
1967-1971					T

habite, son état matrimonial, ses heures de travail et son type de travail, mais elle ne peut rien contre son année de naissance et son âge. Les résultats indiqueront donc l'effet sur les gains d'appartenir à une génération et un groupe d'âge, indépendamment de tout ce qu'une personne a à sa disposition ou peut faire pour améliorer son sort. Le modèle est estimé séparément pour les hommes et les femmes, la variable de sexe pouvant aussi être vue comme un attribut purement exogène.

Il reste à spécifier la forme fonctionnelle de f . L'approche ici est d'être éclectique, tout en imposant certaines restrictions. La littérature adopte fréquemment une fonction quadratique pour la relation entre le revenu et l'âge (ou l'expérience); celle-ci donne de bons résultats car il y a une relation concave entre le revenu et l'expérience. *A priori*, on ne fait pas d'hypothèse sur la relation entre revenu et année de naissance. La fonction f est spécifiée comme étant un polynôme en N et en A d'un degré assez grand pour permettre une certaine flexibilité. Des polynômes de degrés jusqu'à 6 ont été estimés. En pratique, un polynôme de degré 5 semble suffisant et la régression estimée est donc:

$$\ln y = \alpha + \beta_1 N + \beta_2 N^2 + \beta_3 N^3 + \beta_4 N^4 + \beta_5 N^5 + \gamma_1 A + \gamma_2 A^2 + \gamma_3 A^3 + \gamma_4 A^4 + \gamma_5 A^5$$

On note que la forme fonctionnelle est additive pour les termes en N et A . L'absence de termes d'interaction revient à supposer qu'il y a un profil de revenu de base par âge qui est le même pour tout le monde, mais que celui-ci peut être plus ou moins élevé dépendant de l'année de naissance. Cette hypothèse est faite pour faciliter l'interprétation des résultats et à cause de la disponibilité des données. Si

on permettait à chaque génération d'avoir un profil de revenu par âge différent, il faudrait estimer l'ensemble de ces profils pour comparer les générations entre elles en fonction d'un critère quelconque, tel la valeur présente de leurs gains sur toute leur vie. Comme on ne suit pas les générations à tous les âges mais à cinq moments durant une période de seulement 25 ans, on ne peut pas observer ces profils au complet. On pourrait sûrement les estimer, mais au prix de certaines hypothèses. Dans les circonstances, l'hypothèse retenue ici a l'avantage de la simplicité car elle revient à estimer un profil par âge "moyen" à partir des observations que l'on a sur toutes les générations. Cette hypothèse est quand même restrictive car on sait que chaque génération fait face à des événements qui peuvent influencer l'évolution de ses revenus. Les générations plus âgées qui ont vécu la Grande Dépression et la Guerre ont sûrement été affectées par ces circonstances, mais nos données ne le montrent pas car elles commencent en 1971. Il en est de même des générations les plus jeunes dont on ne connaît pas l'avenir. ²

Ce qui nous intéresse est principalement la forme de la relation entre $\ln y$ et N . On veut savoir en particulier si cette relation atteint un maximum pour une certaine année de naissance, c'est-à-dire si une génération est plus "chanceuse" que les autres. On veut savoir aussi quels sont les écarts entre les gains à ce maximum et ceux aux autres générations. Un intérêt secondaire est aussi la relation entre $\ln y$ et A . Les régressions complètes sont aux tableaux **A1** et **A2** de l'annexe. Les coefficients de régressions comme tels

² Les résultats de Beaudry et Green (2000) corroborent jusqu'à un certain point l'hypothèse faite dans la présente étude. Les auteurs cherchent à voir si les gains augmentent plus vite avec l'âge pour les jeunes générations que pour les plus anciennes. Leurs données ne permettent pas d'identifier de différences systématiques.

ne nous informent pas directement sur la nature de ces relations. L'analyse sera faite en termes de graphiques, où on considère ces deux relations aux valeurs moyennes des autres variables.

Le **graphique 1** montre les résultats de l'estimation du modèle de base décrit ci-dessus. Ce graphique et les suivants ont tous la même forme. Dans la partie **a**, celle qui nous intéresse le plus, on illustre la relation estimée entre les gains et l'année de naissance pour les hommes et les femmes séparément; dans la partie **b**, on fait la même chose pour la relation entre les gains et l'âge.

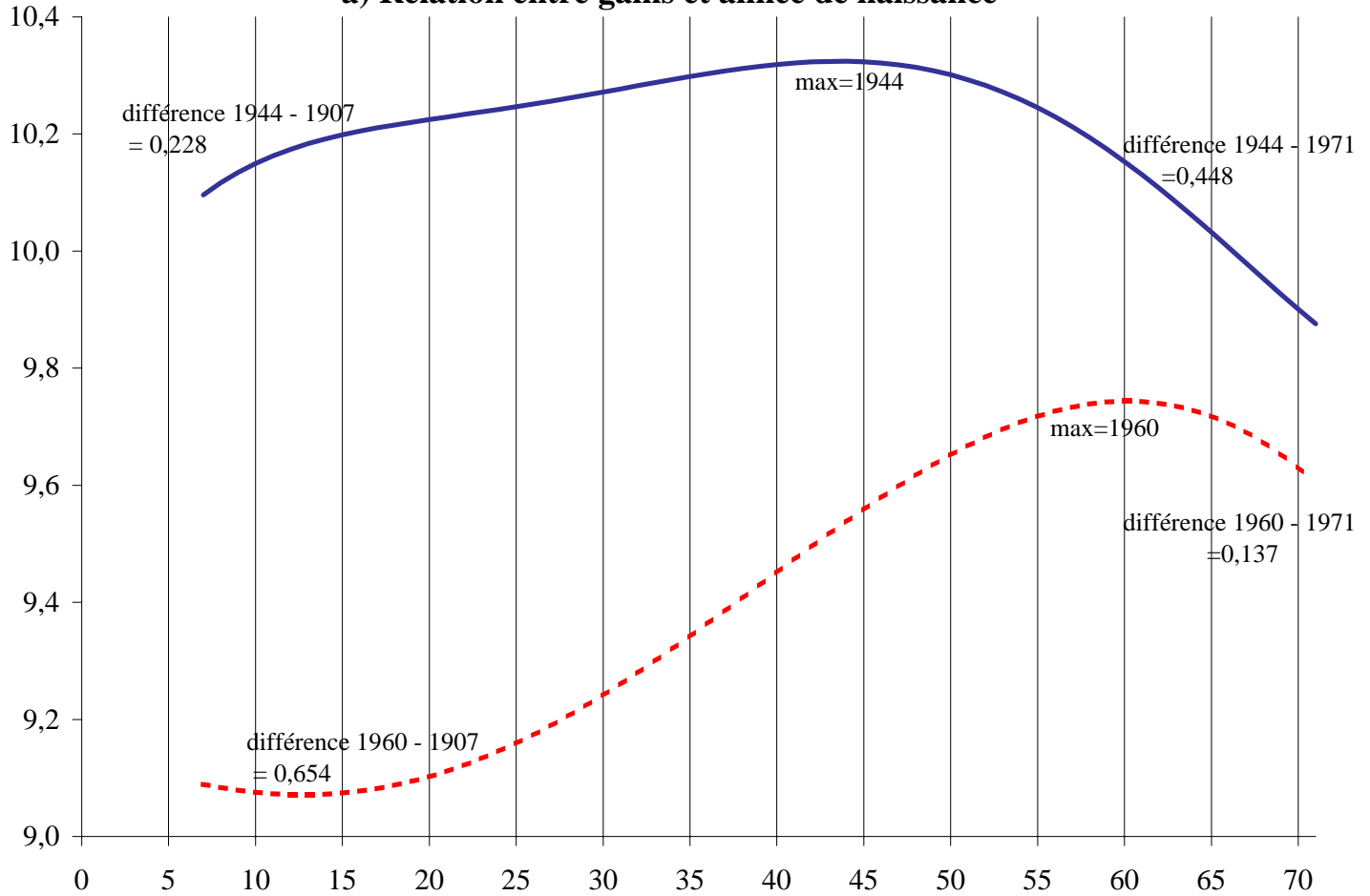
Si on considère la relation entre gains et année de naissance pour les hommes, on note que celle-ci atteint un maximum pour l'année 1944, ce qui est très près de l'hypothèse notée plus haut que la génération la plus chanceuse serait celle des premiers-nés du baby-boom. Le graphique montre aussi que les hommes qui s'en tirent le moins bien sont ceux des générations les plus jeunes. L'écart logarithmique entre la génération de 1944 et celle de 1971 est de 0,45. On peut interpréter ce chiffre comme approximant l'écart en pourcentage entre les gains des deux groupes.³ On a donc des écarts assez grands entre la génération des premiers-nés du baby-boom et les jeunes générations. On note que les hommes nés à partir du milieu des années soixante ont des gains plus bas que tous ceux qui les ont précédés, y compris ceux nés dans

³ Soit $\ln y_{44} - \ln y_{71} = 0,45$. Si on s'intéresse à l'écart entre la génération de 1944 par rapport à celle de 1971, on $y_{44} / y_{71} = 1 + b$, où b est l'écart en pourcentage. Si on prend le log, on a $\ln y_{44} - \ln y_{71} = \ln(1+b)$ et donc $\ln(1+b) = 0,45$. Ceci implique $b = e^{0,45} - 1 \approx 0,57$. La génération née en 1944 gagne donc annuellement environ 57% de plus que celle de 1971. On peut aussi faire la comparaison inverse $1 - y_{71} / y_{44} = c$, où c est aussi un écart en pourcentage mais qui nous dit combien la génération de 1971 gagne annuellement de moins que celle de 1944. Par une transformation similaire à celle qui précède, on obtient $c = 1 - e^{-0,45} \approx 0,43$.

GRAPHIQUE 1. MODÈLE DE BASE, SANS VARIABLES DE CONTRÔLE, CORRECTION AVEC L'IPC

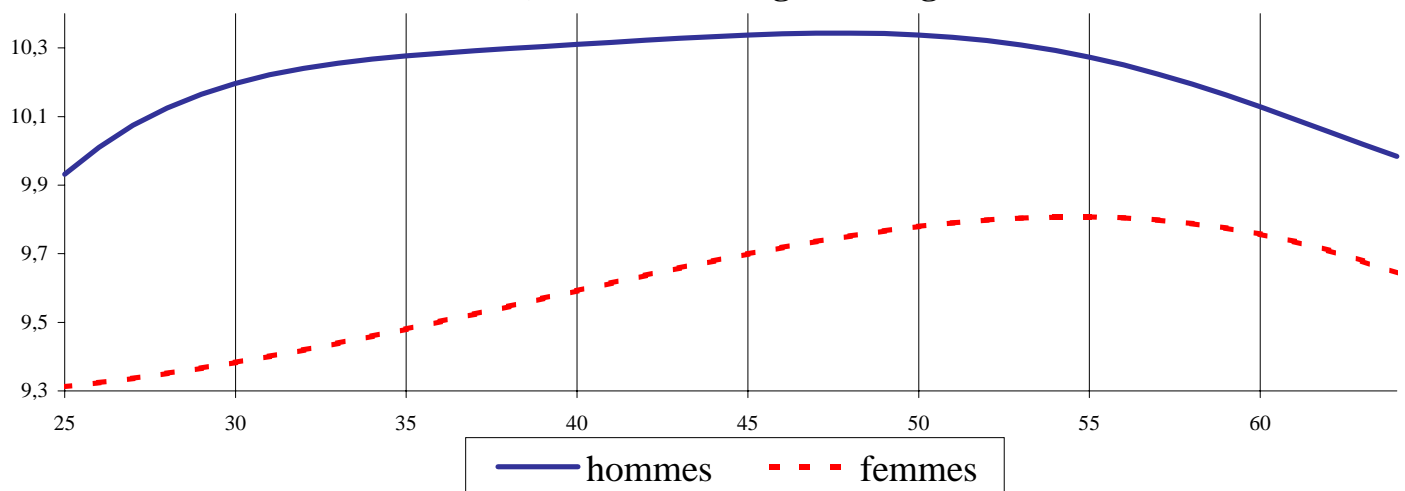
Log \$

a) Relation entre gains et année de naissance



Log \$

b) relation entre gains et âge



Source. Relations estimées à partir de régressions avec des micro-données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996.

les premières décennies du vingtième siècle. L'écart logarithmique entre la génération de 1944 et celle de 1907 est de 0,23. Ceci peut paraître surprenant compte tenu du fait que les jeunes générations sont censées avoir vécu dans des conditions beaucoup meilleures que celles de leurs grands-parents. Mais ces résultats sont cohérents avec l'observation de la baisse des revenus réels à long terme.

On a une situation très différente pour les femmes. La relation entre gains et année de naissance atteint un maximum pour l'année 1960 et les femmes nées dans les décennies récentes gagnent beaucoup plus que leurs aînées du début du siècle. Cette situation s'explique, non pas par le baby-boom, mais par les changements qui se sont produits dans le marché du travail des femmes au cours des dernières décennies, à savoir l'augmentation du taux d'activité et la progression de leurs salaires. Cependant, le graphique montre un léger déclin après 1960. Il y a donc peut-être des facteurs reliés à la détérioration des conditions du marché du travail qui agissent de la même façon pour les femmes que pour les hommes.

La différence entre la courbe des hommes et celle des femmes indique l'écart moyen de gains entre les deux sexes selon les générations. Même si les femmes de toutes les générations gagnent moins que leur congénères masculins, on peut voir que l'écart entre les deux sexes s'est considérablement amoindri pour les générations les plus jeunes.

La partie **b** du graphique montre la relation entre les gains et l'âge. Même si cette relation n'est pas l'objet principal de cette étude, il faut quand même l'examiner pour vérifier la validité du modèle car les deux relations sont estimées à partir des mêmes données. On obtient la forme concave attendue, à savoir

que les gains augmentent avec l'âge à un taux décroissant. Les gains des hommes plafonnent à un âge relativement bas, moins de 50 ans, et ceux des âges les plus avancés redescendent aux niveaux de ceux des âges les plus bas. Cela est un peu surprenant et il est possible que les données ne permettent pas de distinguer complètement les effets des différents facteurs et que l'effet d'une certaine baisse à long terme du pouvoir d'achat soit capté par la variable âge. Par ailleurs, pour les femmes, le profil des gains par âge se rapproche plus de celui attendu, dans la mesure où les gains plafonnent à un âge plus élevé et que ceux des femmes âgées ne descendent pas aussi bas de celles qui débutent leur carrière. Dans les autres hypothèses du modèle discutées plus bas, la forme concave de la relation entre gains et âge demeure, quoiqu'avec quelques variations. Cela est une indication de la validité du modèle. Dans l'analyse qui suit, on ne discutera plus de la relation entre gains et âge pour se concentrer sur celle entre gains et année de naissance.

Les résultats jusqu'ici confirment jusqu'à un certain point ce à quoi on s'attendait étant donné ce qu'on connaît sur l'évolution du marché du travail et la société en général. Dans le reste du texte, on va chercher à vérifier si les résultats sont robustes et s'ils peuvent être expliqués par des facteurs observables.⁴

⁴ D'autres analyses non illustrées disponibles auprès de l'auteur montrent qu'ils sont robustes par rapport à différents changements dans l'échantillon. Ainsi, l'analyse a été refaite à tour de rôle pour les travailleurs à temps plein toute l'année seulement, pour ceux nés au Canada seulement et pour les résidents de différentes régions canadiennes. Les principales conclusions demeurent les mêmes.

2. Inclusion de variables explicatives

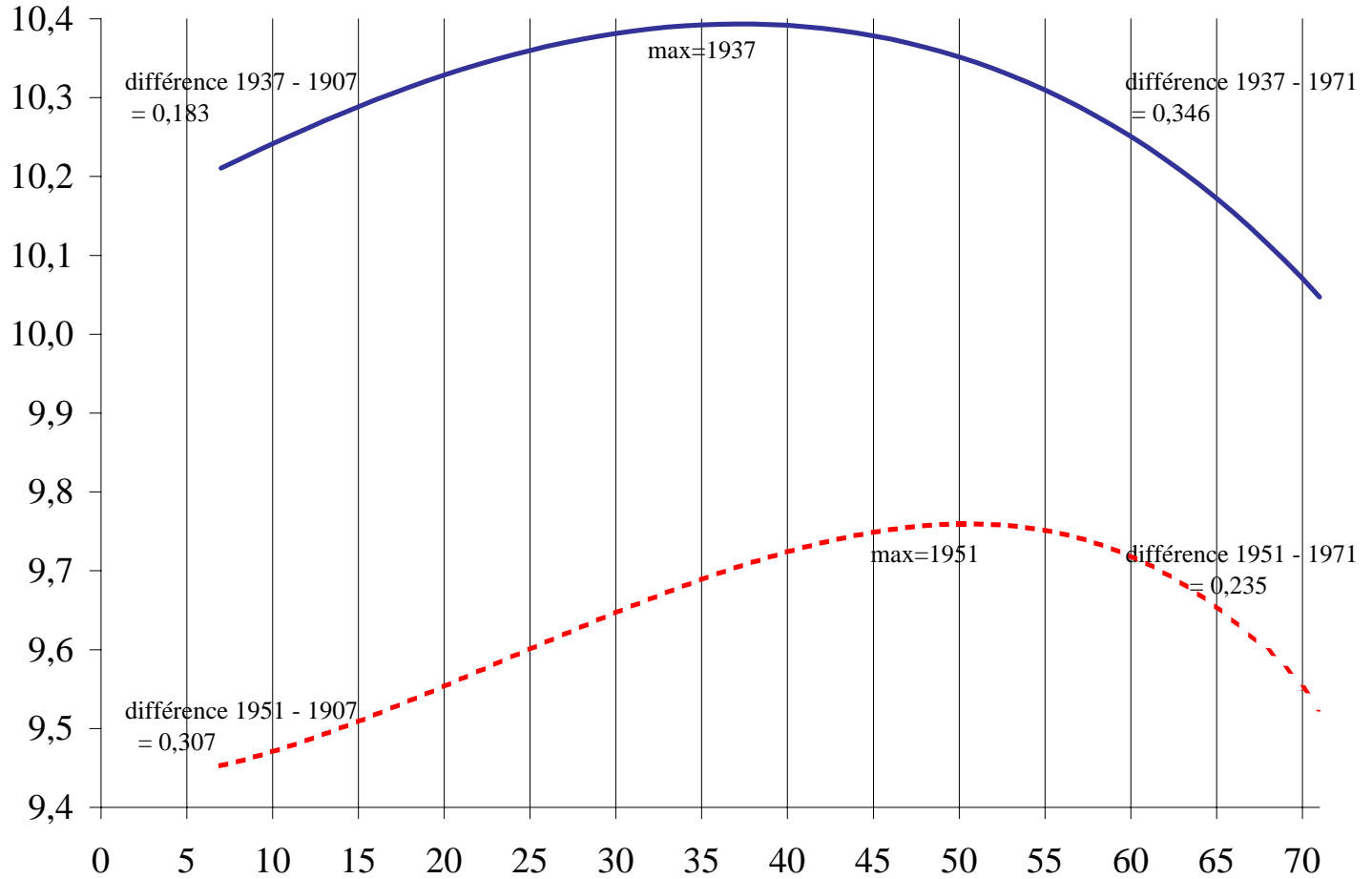
Les régressions de gains habituelles comprennent d'autres variables explicatives que celles retenues jusqu'ici. Le vecteur X de l'équation présentée plus haut comprend maintenant des variables de contrôle pour le nombre d'années de scolarité, le statut matrimonial, la région de résidence, le nombre de semaines travaillées et le nombre d'heures travaillées. La liste de ces variables est présentée au début de l'annexe de ce texte. Elle est limitée par l'information disponible dans chacun des cinq recensements utilisés, mais elle comprend les principaux facteurs que les auteurs incluent habituellement.

Les régressions de la deuxième colonne des tableaux A1 et A2 de l'annexe montrent que les variables de contrôle ont les effets attendus et on n'en discutera pas plus longuement. Le **graphique 2** montre les relations entre gains et année de naissance et entre gains et âge après avoir tenu compte des variables de contrôle. On voit que la relation entre gains et année de naissance a la même forme que celle du graphique 1, mais que les maximums ont lieu pour des générations plus anciennes. Les hommes les plus chanceux sont ceux nés en 1937 et les femmes les plus chanceuses sont celles nées en 1951. Ce résultat peut s'expliquer en partie par le rôle de la variable d'éducation. On sait que les jeunes générations ont eu accès à une plus grande éducation que les plus anciennes. Malgré cela, elles réussissent moins bien que ces dernières. Cela a pour effet de faire paraître encore moins bien les jeunes générations et à repousser plus loin dans le passé la génération ayant les gains les plus élevés. D'autre part, l'écart logarithmique entre le maximum et les extrémités se réduit lorsqu'on inclut des variables explicatives (sauf pour les femmes des

**GRAPHIQUE 2. MODÈLE AVEC VARIABLES DE CONTRÔLE,
CORRECTION AVEC L'IPC**

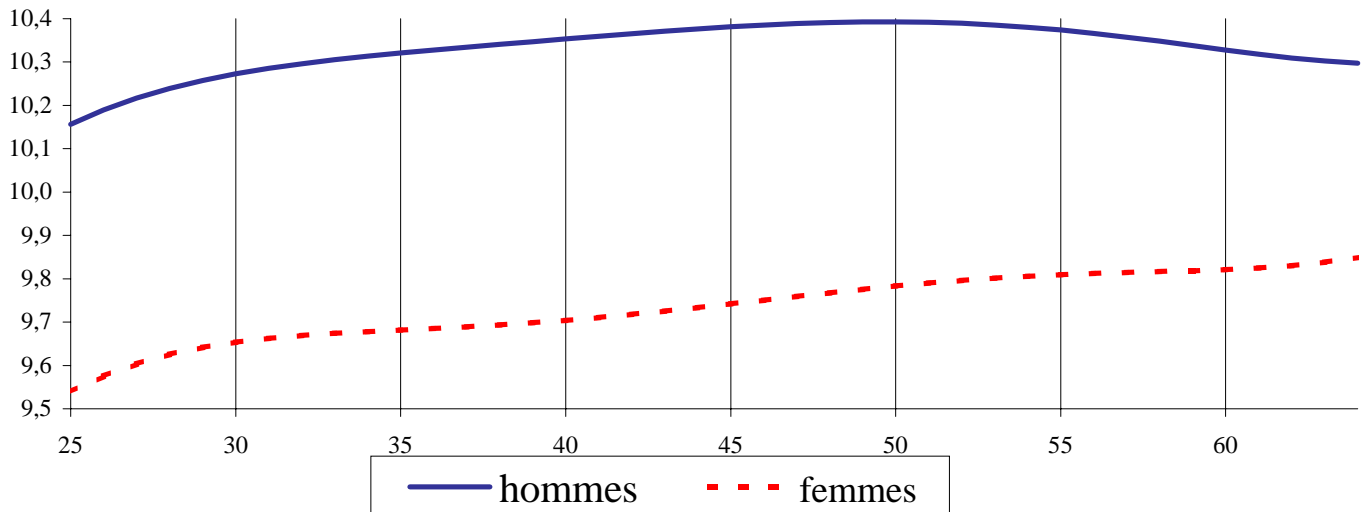
Log \$

a) relation entre gains et année de naissance



Log \$

b) relation entre gains et âge



Source. Relations estimées à partir de régressions avec des micro-données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996.

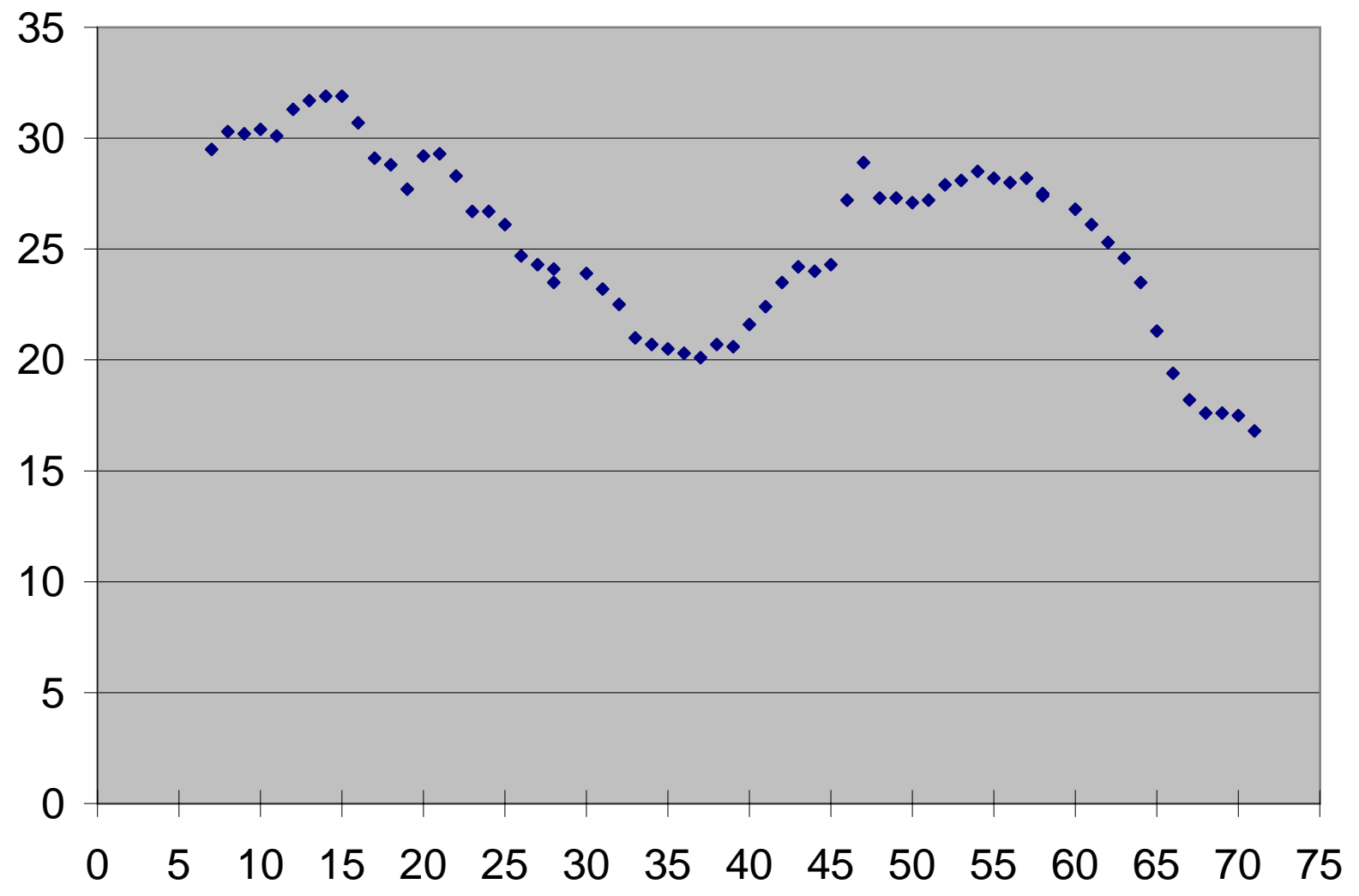
jeunes générations). Ceci indique que les extrêmes ont moins des autres attributs qui augmentent le revenu, notamment les heures et semaines travaillées.

On peut se demander laquelle des deux relations il faut préférer, celle sans variables explicatives ou celle avec variables explicatives. Habituellement, les chercheurs utilisent les variables explicatives pour calculer des “effets nets” d’appartenir à certains groupes (ici, à des générations) par rapport à des “effets bruts”. Il y a en général une préférence parmi les chercheurs pour les effets nets car ils font abstraction des autres facteurs pris en compte. Mais dans le contexte particulier de cette étude, il n’est pas si évident que les effets nets soient les plus importants à considérer. Comme on l’a déjà mentionné, les seules variables totalement exogènes du modèle sont l’année de naissance, l’âge et le sexe. Tout le reste résulte de choix individuels ou collectifs, du moins en partie. Ainsi, certaines générations ont eu accès à des services d’éducation meilleurs que d’autres et leurs membres en ont profité pour acquérir une scolarité plus élevée. Les politiques d’éducation qui ont eu cours sont les résultats de choix qui ont affecté les jeunes à différentes époques. En contrôlant pour l’éducation, on se trouve à annuler l’effet de ce facteur. Il en est de même des conditions changeantes du marché du travail qui font en sortes que certains groupes à différentes époques ont travaillé plus ou moins d’heures ou de semaines. Dans la mesure où l’objectif est de comparer le bien-être relatif des différentes générations, on ne veut pas nécessairement annuler l’effet des circonstances qui ont affecté les différentes générations. Dans ce contexte, l’effet brut qui ne tient compte que de l’âge et du sexe est peut-être le plus pertinent. Quoi qu’il en soit, le lecteur est libre de choisir l’interprétation qu’il préfère.

Une autre variable explicative dont il faut tenir compte est la natalité et la taille de la cohorte. Depuis les travaux pionniers de Easterlin (1980), on a essayé de relier l'évolution à long terme de la performance économique des générations à l'évolution de la natalité. Le **graphique 3** montre le taux de natalité canadien entre les années 1907 et 1971, soit pour les mêmes générations que celles considérées dans cette étude. Le taux de natalité a connu beaucoup de fluctuations. Il a été bas durant la Grande Dépression et la Guerre. Il a ensuite grimpé fortement pour engendrer ce qu'on a appelé le baby-boom. Depuis le début des années soixante, le taux de natalité a fortement diminué. Indépendamment de ces fluctuations, il y a une tendance à la baisse de la natalité à long terme durant toute la période. Selon Easterlin, les membres des générations moins nombreuses, soit celles nées quand le taux de natalité était bas, ont plus de facilité durant toute leur vie parce qu'ils font face à moins de concurrence des membres de leur propre génération.

Une inspection visuelle des graphiques montre que la thèse d'Easterlin peut avoir du sens, mais seulement pour les hommes nés jusqu'au baby-boom approximativement. En effet, le statut économique des hommes nés dans les quatre premières décennies du vingtième siècle s'améliore à mesure que la natalité baisse. Lorsque la natalité se remet à augmenter avec le baby-boom, le statut économique commence à se détériorer, mais pas nécessairement au même moment. Cependant, les hommes nés dans les années soixante ont des revenus bas, malgré le fait que le taux de natalité était faible lorsqu'ils sont nés, contrairement à ce que la thèse prédit. Dans le cas des femmes, il n'y a pas vraiment de relation avec la

GRAPHIQUE 3. Taux de natalité (/1000), Canada, 1907-1971



natalité. Leur statut économique s'est continuellement amélioré malgré la hausse et ensuite la baisse de la natalité. En fait, celles qui s'en tirent le mieux sont nées une époque où la natalité était élevée.⁵

3. Sensibilité des résultats aux choix de l'indice de prix

Lorsqu'on compare des revenus à différents moments dans le temps, il faut rendre les valeurs monétaires en dollars constants. L'indice des prix à la consommation utilisé ici est un indice couramment accepté pour faire ces comparaisons. Cependant, les indices de prix sont sujets à erreurs et il faut se demander comment ces erreurs affectent les résultats de l'analyse. Dans des comparaisons sur de courtes périodes, des petites erreurs dans l'estimation de l'indice de prix n'ont probablement pas trop de conséquences. Mais ce n'est pas le cas ici car les données portent sur une période de 25 ans et que l'effet cumulatif de petites erreurs peut devenir assez grand.

Il existe une certaine littérature qui a montré que l'IPC avait tendance à être biaisé à la hausse, c'est-à-dire qu'il tend à surestimer les augmentations de prix. Il y a plusieurs raisons à cela.⁶ Un type de biais est celui lié à la substitution de produits étant donné que l'IPC mesure le prix d'un panier fixe de biens alors que les consommateurs vont chercher à modifier leur panier de consommation en fonction des

⁵Le taux de natalité a été inclus dans une régression avec les autres variables explicatives, mais il n'était pas significatif. Cette régression est disponible auprès de l'auteur.

⁶ Pour une analyse détaillée sur ces types de biais, voir Ducharme (1997)

changements de prix relatifs. Pour pallier ce problème, le panier de biens de l'IPC est régulièrement modifié, mais on ne peut pas le faire aussi vite que les consommateurs changent leurs habitudes d'achats. Il y a aussi un biais causé par l'arrivée de nouveaux produits. Plusieurs produits à haute technologie coûtent cher à leur arrivée sur le marché mais leurs prix baissent par la suite. Ces nouveaux produits ne sont introduits dans le panier de l'IPC qu'après un certain temps, lorsqu'ils deviennent des éléments assez importants de la consommation et que leurs prix ont déjà baissé. Un autre type de biais est celui relié aux substitutions de points de vente. Par exemple, des magasins à grandes surfaces offrent des produits à rabais comparativement aux commerçants traditionnels et les observations de prix faites pour l'IPC ne tiennent pas toujours correctement compte des changements des points de vente.⁷ L'IPC peut aussi surestimer des hausses de prix s'il ne tient pas suffisamment compte des améliorations de la qualité de certains produits.

Il est évidemment difficile d'évaluer l'importance exacte de ces biais quoiqu'il y ait généralement consensus que l'IPC surestime les augmentations de prix. Aux États-Unis, une étude qui a fait du bruit est ce qu'on a appelé le "Rapport Boskin" (Boskin *et al.*, 1996, 1997). Cette étude a évalué l'ensemble de ces biais et a conclu que l'IPC américain surestimait le changement du coût de la vie d'environ 1,1% par année. Il s'agit d'un biais assez important puisqu'il s'accumule à chaque année. On a essayé de voir si ce résultat était valable pour d'autres pays, dont le Canada. Crawford (1998) a évalué les différents biais pour le Canada et est arrivé à la conclusion que le biais total était plus faible qu'aux États-Unis. Il estime le biais à environ 0,5 % par année. Les raisons semblent être reliées au fait que Statistique Canada fait un meilleur

⁷ Une étude récente du biais de substitution de point de vente est faite par White (2000).

travail que son homologue américain dans l'estimation des changements de prix, entre autres que les paniers de biens de consommation sont révisés plus souvent.

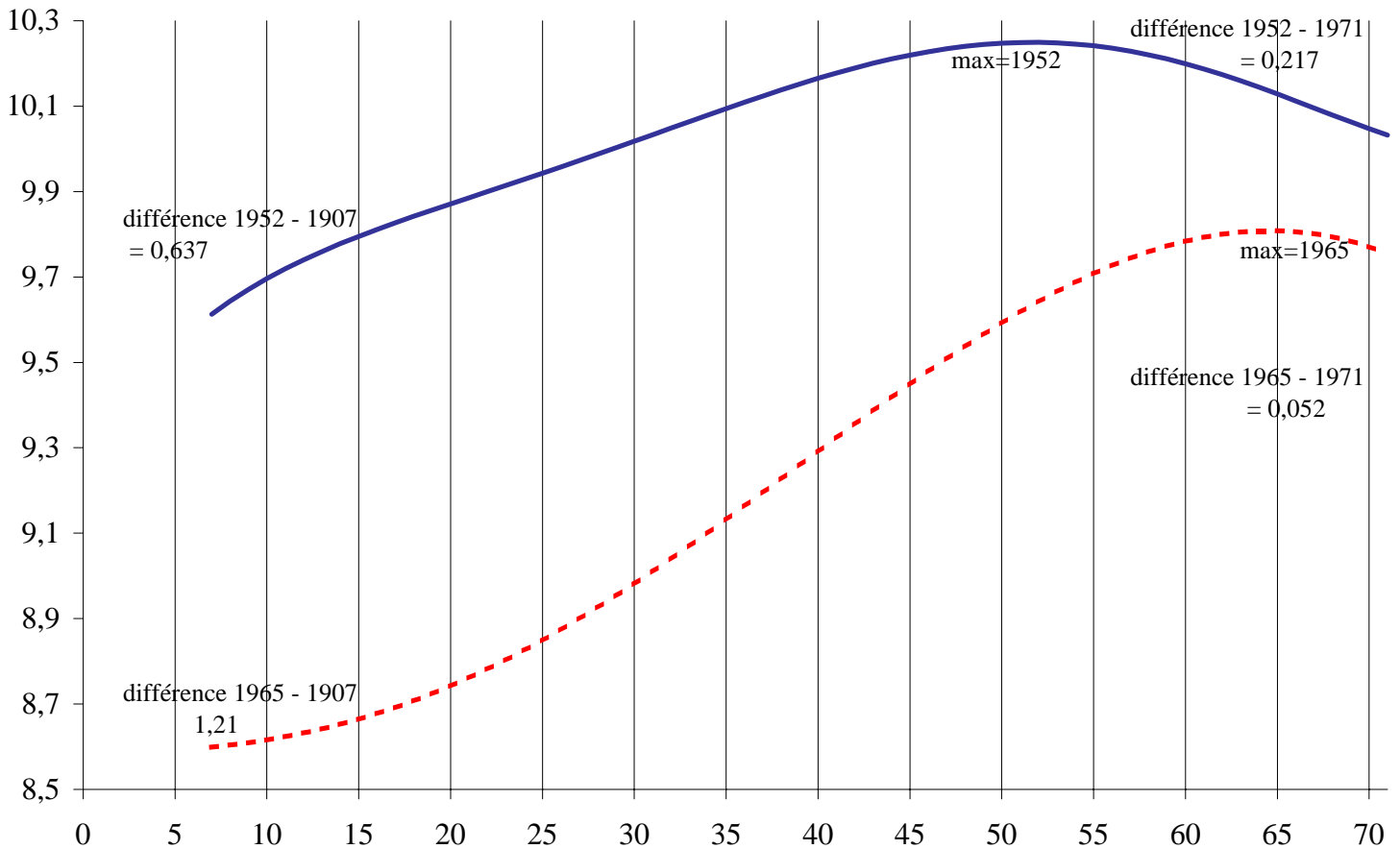
Dans le contexte de cette étude, les conséquences peuvent être assez importantes si l'IPC a surestimé les augmentations de prix, à cause de l'effet cumulatif sur 25 années. Ceci veut dire que le pouvoir d'achat des revenus gagnés récemment est plus grand par rapport au revenu gagné dans le passé que les montants en dollars constants calculés avec l'IPC ne le montrent. Une conséquence est que la situation économique des jeunes générations dont on a estimé que les revenus étaient faibles est peut-être meilleure qu'on ne le pensait après tout. Pour vérifier cela, on a ré-estimé le modèle en corrigeant différemment pour les variations de prix à travers le temps. Étant donné l'incertitude sur les biais de l'IPC, on fait deux hypothèses distinctes. Dans une première, on suppose que l'IPC surestime les augmentations de prix de 1% par année entre 1970 et 1995, soit un chiffre de l'ordre de grandeur de l'étude américaine. Dans un deuxième cas, on suppose une surestimation de 0,5 % par année, soit la valeur retenue par Crawford pour le Canada.

Le **graphique 4** présente les résultats avec l'hypothèse de la surestimation de l'augmentation des prix de l'IPC de 1 % par année et sans variables de contrôle. Il y a des changements assez importants par rapport au modèle de base du graphique 1. On voit effectivement que les jeunes générations s'en tirent beaucoup mieux lorsqu'on fait cette hypothèse. Pour les hommes les gains maximums sont atteints pour la génération de 1952 (au lieu de celle de 1944 dans le graphique 1) et l'écart entre cette génération et les suivantes est beaucoup plus faible (écart logarithmique de 0,22 par rapport à 0,45 dans le graphique 1).

**GRAPHIQUE 4. ESTIMATION SOUS L'HYPOTHÈSE QUE L'IPC
SURESTIME L'INFLATION DE 1 % PAR ANNÉE SANS
VARIABLES DE CONTRÔLE**

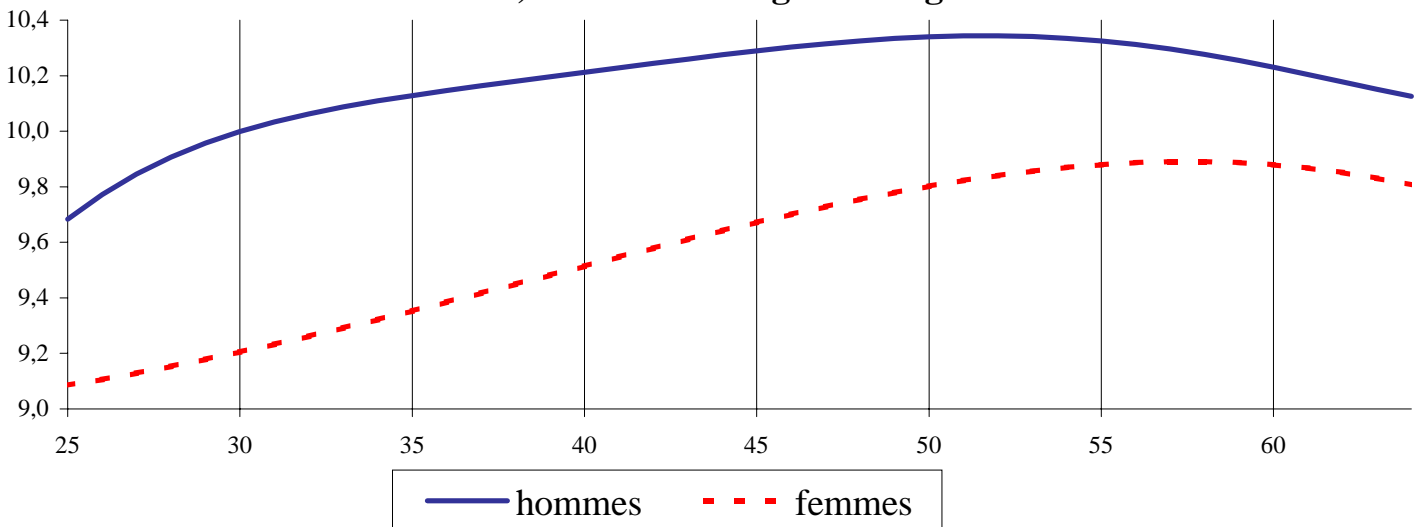
Log \$

a) relation entre gains et année de naissance



Log \$

b) relation entre gains et âge



Source. Relations estimées à partir de régressions avec des micro-données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996.

De plus, les gains des jeunes générations sont plus élevés que ceux des générations du début du siècle, contrairement à ce qu'on avait auparavant. On a un résultat semblable pour les femmes où le maximum est atteint à l'année 1965. L'écart entre celles-ci et celles des générations plus anciennes est aussi augmenté lorsqu'on fait cet ajustement à l'indice de prix.

Dans un sens, ces résultats sont peut-être plus conformes à nos attentes étant donné la croissance économique du vingtième siècle. Même si on sait que les jeunes ont de la difficulté de nos jours, il est difficile de croire qu'il s'en tirent beaucoup moins bien que les personnes nées au début du siècle, qui ont vécu à des époques où la productivité était beaucoup moindre qu'aujourd'hui et où la vie était difficile. Donc, cette étude corrobore peut-être l'hypothèse que l'IPC a mal estimé les augmentations de prix et que notre bien-être aujourd'hui est plus élevé qu'il ne l'était auparavant.

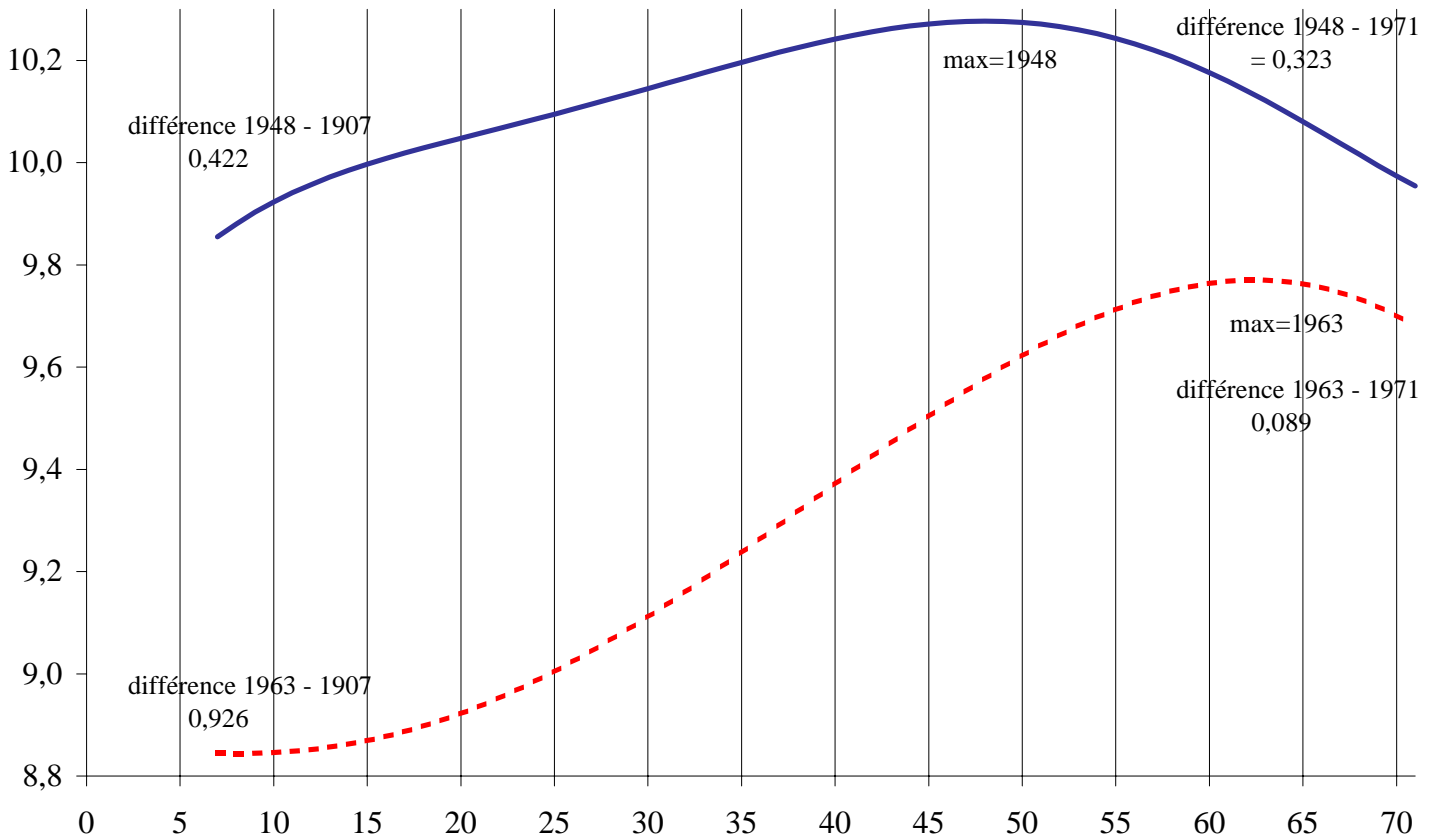
Le **graphique 5** présente les résultats pour l'hypothèse que l'IPC surestime les augmentations de prix de 0,5 % par année. On a une situation intermédiaire entre celle du graphique 1 et celle du graphique 4. Pour les hommes, la relation entre gains et année de naissance atteint un maximum en 1948. On obtient aussi le résultat que les jeunes générations font mieux que celles du début du siècle, mais la différence est assez faible. Les résultats sont semblables pour les femmes.

Enfin, le **graphique 6** et le **graphique 7** refont l'analyse des graphiques précédents en incluant les variables de contrôle. Les résultats sont semblables. L'hypothèse que l'IPC surestime les augmentations

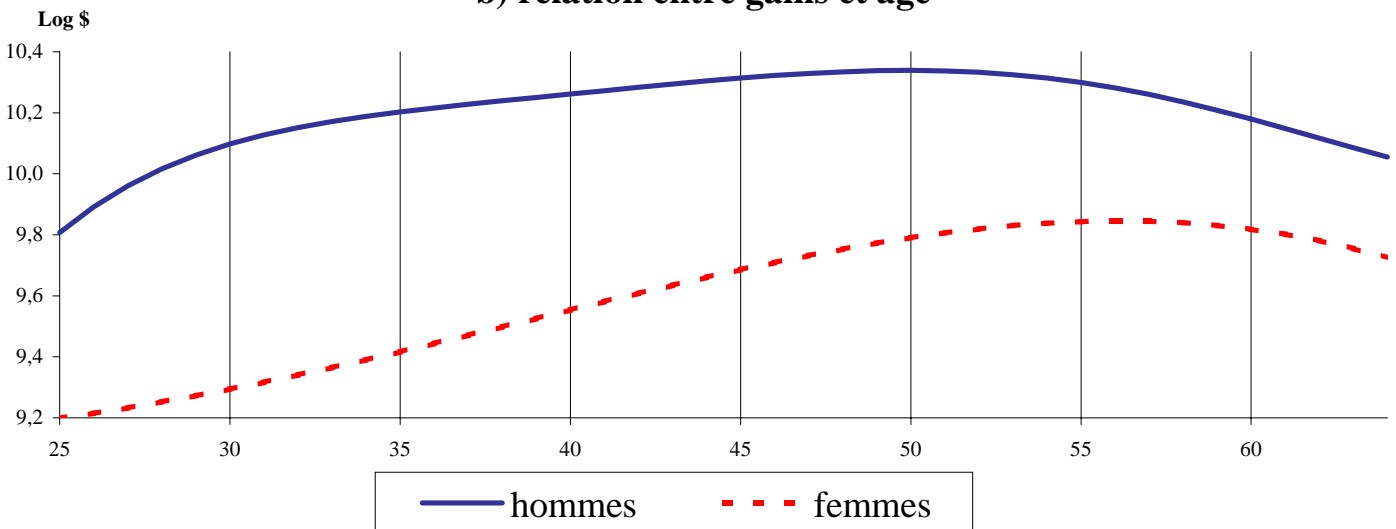
**GRAPHIQUE 5. ESTIMATION SOUS L'HYPOTHÈSE QUE L'IPC
SURESTIME L'INFLATION DE 0,5 % PAR ANNÉE, SANS
VARIABLES DE CONTRÔLE**

Log \$

a) relation entre gains et année de naissance



b) relation entre gains et âge

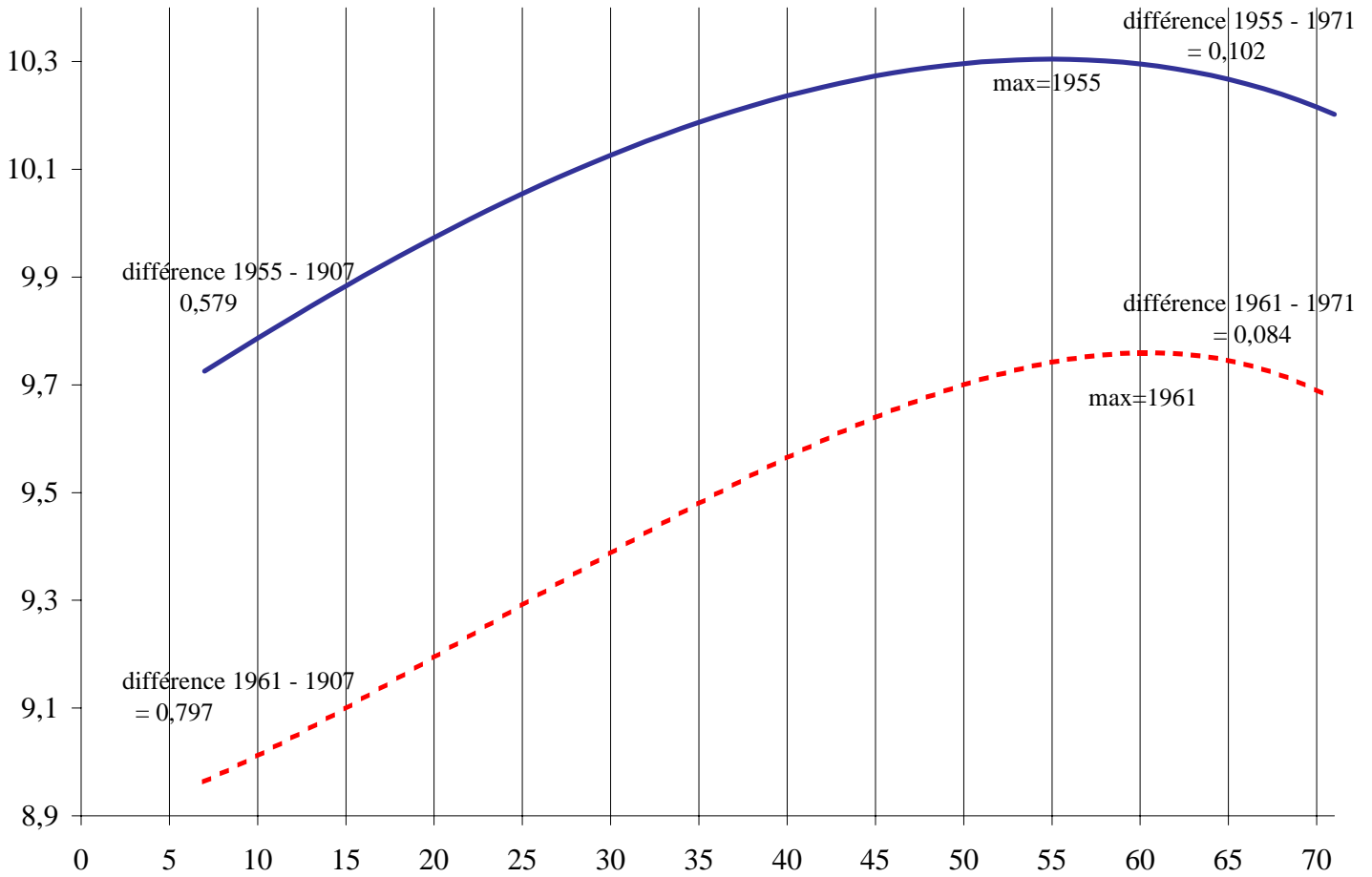


Source. Relations estimées à partir de régressions avec des micro-données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996.

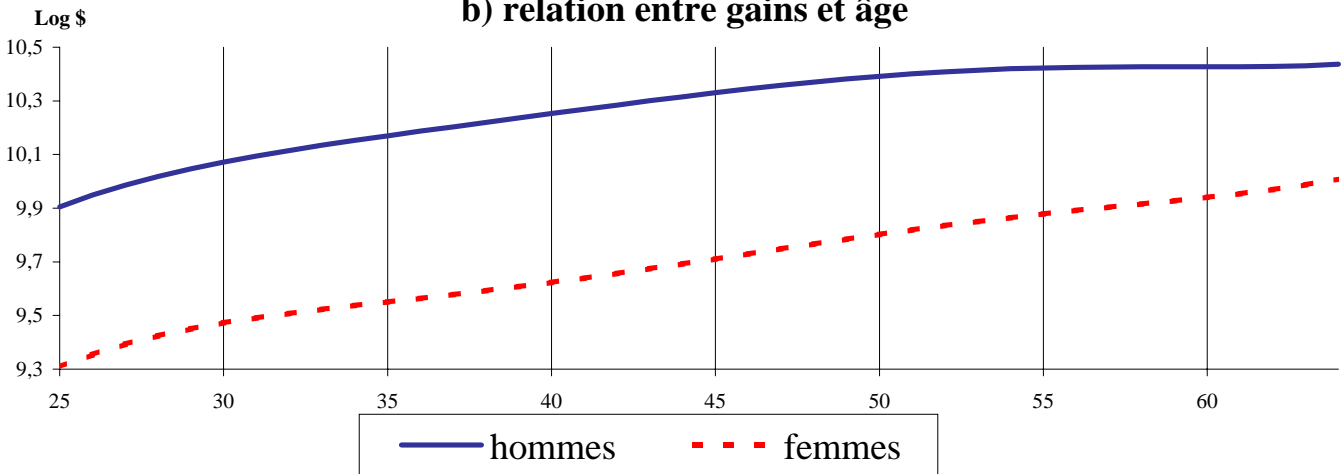
**GRAPHIQUE 6. ESTIMATION SOUS L'HYPOTHÈSE QUE L'IPC
SURESTIME L'INFLATION DE 1 % PAR ANNÉE, AVEC
VARIABLES DE CONTRÔLE**

Log \$

a) relation entre gains et année de naissance



b) relation entre gains et âge

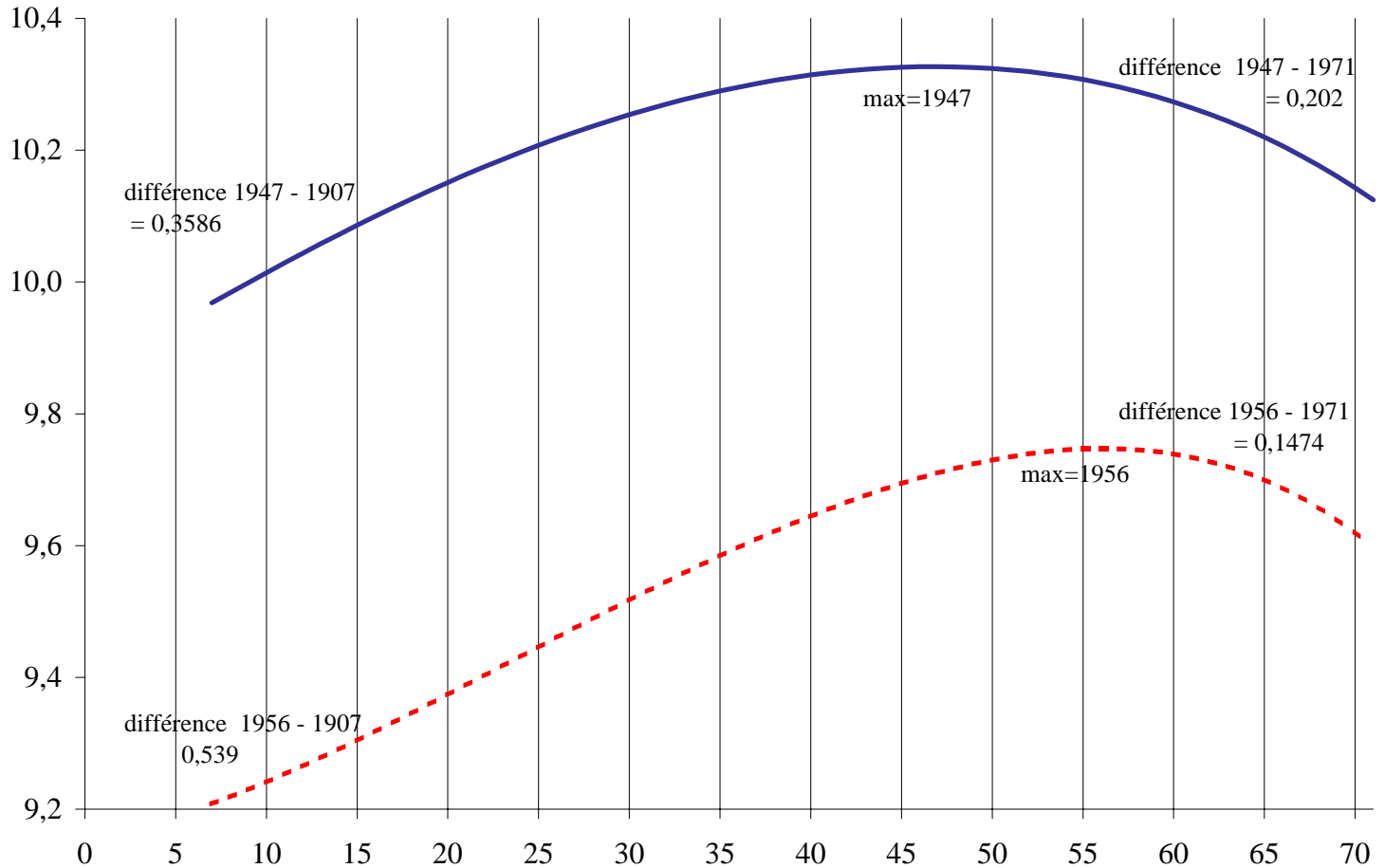


Source. Relations estimées à partir de régressions avec des micro-données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996.

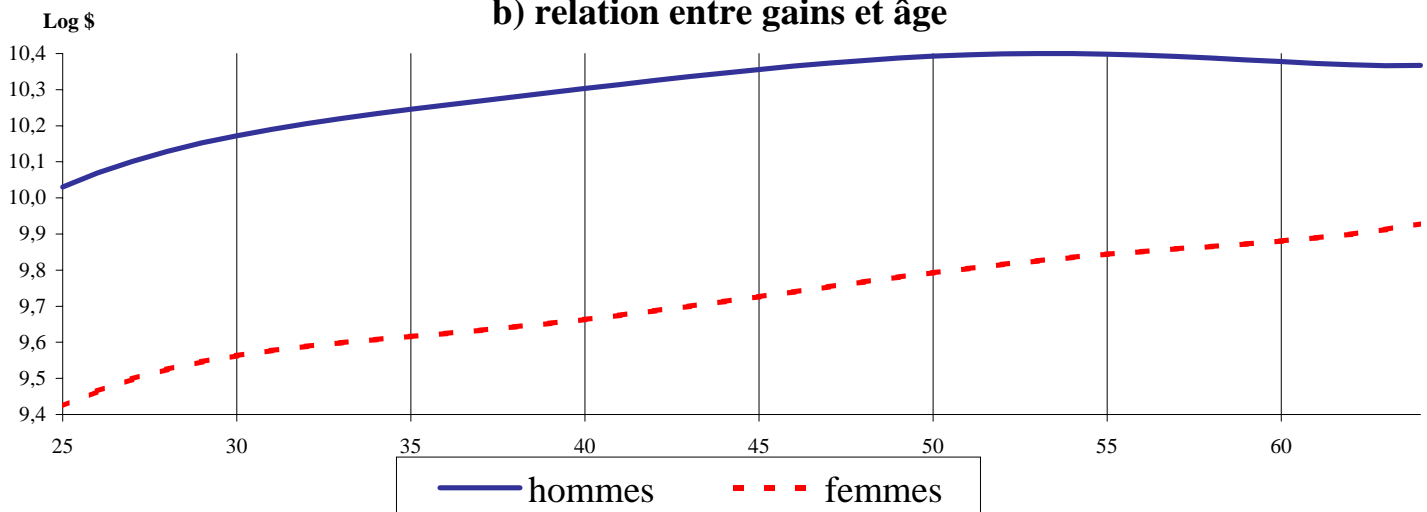
**GRAPHIQUE 7. ESTIMATION SOUS L'HYPOTHÈSE QUE L'IPC
SURESTIME L'INFLATION DE 0,5 % PAR ANNÉE, AVEC
VARIABLES DE CONTRÔLE**

Log \$

a) relation entre gains et année de naissance



b) relation entre gains et âge



Source. Relations estimées à partir de régressions avec des micro-données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996.

de prix a pour conséquence de déplacer la valeur maximum des gains vers des années de naissance plus récentes et de réduire l'écart pour les jeunes générations.

Dans l'ensemble, cette section montre que les comparaisons de bien-être relatifs des différentes générations sont très sensibles aux hypothèses que l'on fait sur les indices de prix. Comme on ne sait pas vraiment jusqu'à quel point les indices de prix officiels sont biaisés, on ne peut pas non plus être catégorique à savoir quelles générations sont les plus fortunées.

4. Variables dépendantes autres que les traitements et salaires

Toute l'analyse jusqu'ici a été faite en termes d'une seule variable, soit les traitements et salaires. Cependant, le bien-être d'une personne dépend également des autres sources de revenus. Il est donc intéressant de vérifier si la relation obtenue s'applique à ces autres sources. Pour cela, on a ré-estimé le modèle en utilisant le revenu total (avant impôt), qui inclut toutes les sources y compris les transferts de l'État. De plus, toutes les personnes sont incluses, qu'elles aient déclaré un revenu total positif, nul ou négatif.⁸ L'échantillon de la présente analyse est donc plus grand que celui qu'on avait précédemment qui ne comprenait que les personnes ayant déclaré des traitements et salaires positifs. La variable dépendante est le revenu total en dollars de 1995. Pour cette analyse, on utilise à nouveau l'IPC sans correction pour comparer les revenus à différentes années et il n'y a pas de variables de contrôle.

⁸Les travailleurs autonomes peuvent avoir un revenu négatif.

Les résultats⁹ sont présentés dans le **graphique 8**. On obtient une relation ayant une forme tout à fait semblable à ce qu'on avait précédemment. Pour les hommes, la relation entre gains et année de naissance atteint un maximum à l'année 1946, ce qui est très près de ce qu'on avait au graphique 1. Cependant, le revenu total des jeunes générations est plus élevé que celui des générations du début du siècle, contrairement à ce qu'on avait auparavant avec l'IPC sans correction. Il semblerait donc que les autres types de revenus, principalement les transferts, aient atténué les pertes des jeunes générations. Celles-ci ayant vécu à une époque où il y avait une plus grande redistribution des revenus, leur situation malencontreuse a pu être corrigée jusqu'à un certain point. Pour les femmes, la relation atteint un maximum à l'année 1965 et il n'y a presque pas de déclin pour les générations qui suivent.

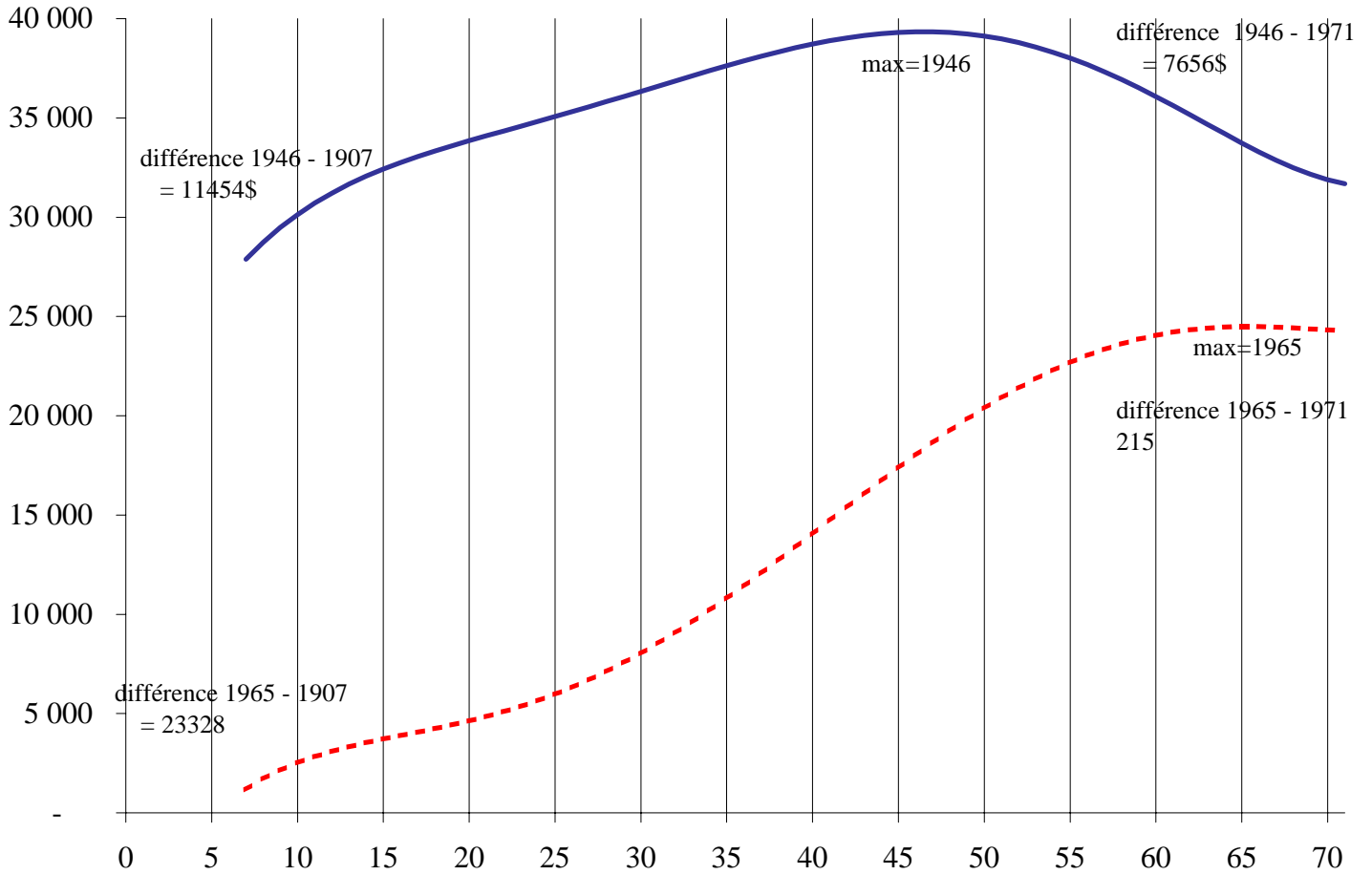
On a vu que les résultats étaient sensibles au choix de l'indice de prix utilisé. Pour une dernière analyse, on utilise comme variable dépendante une caractéristique du marché du travail autre que le revenu et qui n'est donc pas affectée par le choix d'un indice de prix. La variable retenue est la probabilité de travailler à temps plein toute l'année.¹⁰ Ce dont les jeunes se plaignent souvent, c'est que les opportunités d'emploi sont faibles et qu'ils ne travaillent pas autant d'heures qu'ils le voudraient. Dans la mesure où la probabilité d'avoir un emploi à temps plein toute l'année a varié principalement en fonction de conditions

⁹ Il s'agit de résultats de régressions de moindres carrés ordinaires (MCO). Comme il y a beaucoup de revenus nuls, on a aussi estimé le modèle par la méthode Tobit. Pour les hommes, les résultats sont presque identiques à ceux des MCO. Pour les femmes, la méthode Tobit prédit des revenus négatifs pour les générations anciennes, ce qui fait que l'écart entre les générations récentes ancienne est plus grand que celui estimé par la méthode des MCO.

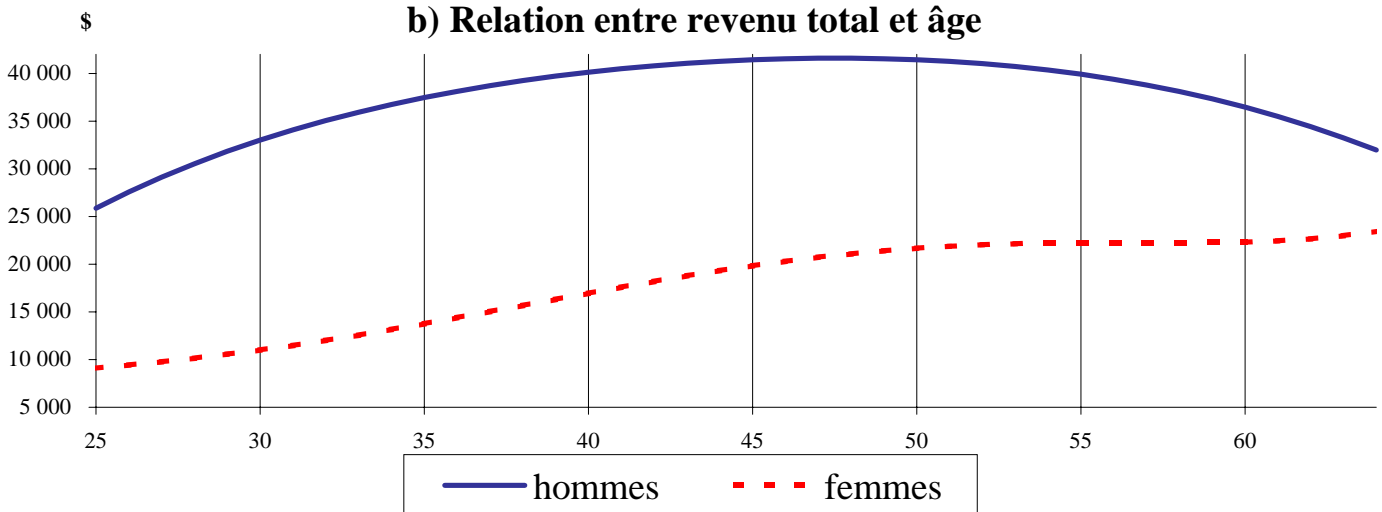
¹⁰ La probabilité de travailler à temps plein toute l'année est définie comme étant la probabilité de travailler 35 heures ou plus par semaines (durant la semaine de référence) pendant 48 semaines ou plus durant l'année précédant le recensement.

**GRAPHIQUE 8. ESTIMATION AVEC LE REVENU TOTAL
COMME VARIABLE DÉPENDANTE, SANS VARIABLES DE
CONTRÔLE, EN DOLLARS DE 1995 CORRIGÉS AVEC L'IPC**

a) Relation entre revenu total et année de naissance



b) Relation entre revenu total et âge



Source. Relations estimées à partir de régressions avec des micro-données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996.

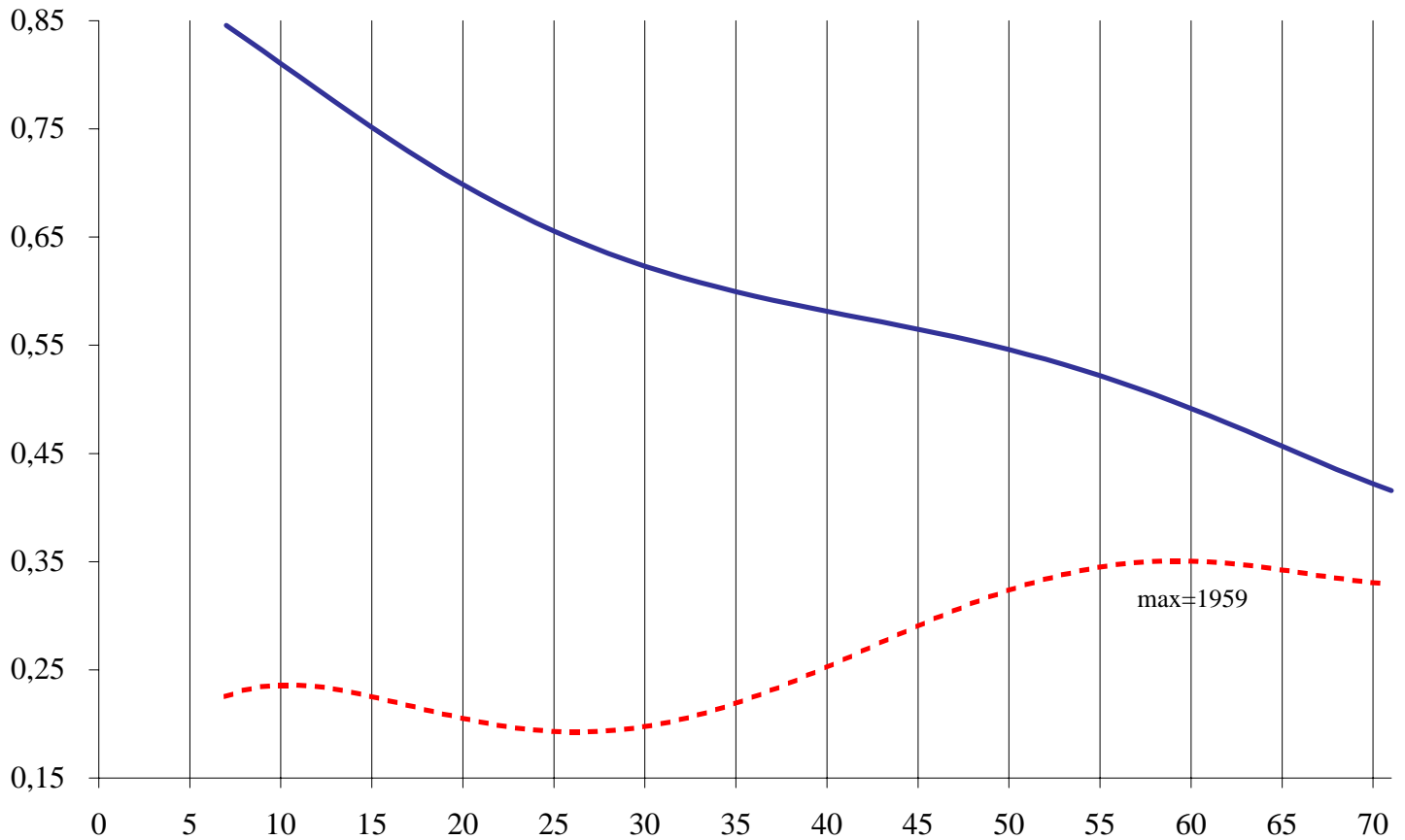
reliées à la demande de travail indépendantes des choix individuels, cette variable peut être un indicateur du bien-être d'un travailleur. Mais on sait que cette variable a aussi été affectée par des facteurs du côté de l'offre, étant donné que des travailleurs veulent réduire leurs heures de travail s'ils jugent que leurs revenus sont suffisants. L'interprétation des résultats est donc un peu ambiguë à cause de cela.

Le **graphique 9** présente les résultats de l'estimation d'un modèle de probabilité linéaire¹¹ où la variable dépendante est la probabilité de travailler à temps plein toute l'année. On obtient une relation pour les hommes complètement différente de ce qu'on avait précédemment. La probabilité de travailler à temps plein toute l'année diminue tout le temps avec l'année de naissance. Cela peut résulter de la combinaison de facteurs du côté de l'offre et de la demande. Il y a eu une tendance à la baisse à long terme des heures de travail qui résulte en partie d'un effet de revenu relié à l'offre de travail (quand les gens sont plus riches, ils veulent travailler moins). Cependant, pour les jeunes générations dont les revenus n'ont pas augmenté, la baisse de la probabilité de travailler à temps plein toute l'année ne peut pas s'expliquer par des facteurs du côté de l'offre de travail. L'explication la plus probable est la baisse des opportunités d'emploi, soit un facteur du côté de la demande de travail. Par ailleurs, la relation pour les femmes est ressemblante à ce qu'on avait avant. Suite à l'augmentation de l'activité des femmes sur le marché du travail, la probabilité de travailler à temps plein toute l'année a augmenté considérablement pour celles nées entre les années trente et soixante approximativement. Cependant, on note une légère baisse pour celles nées après 1960, qui est peut-être le résultat d'une diminution de la demande. Donc, dans l'ensemble, cet exercice avec une variable

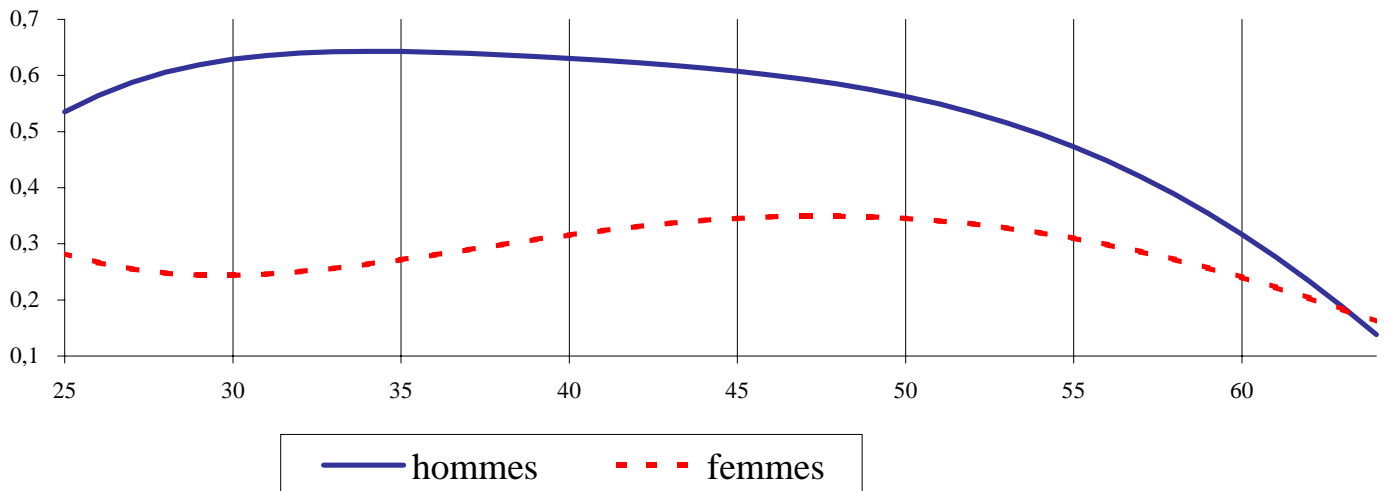
¹¹ Le modèle a aussi été estimé par la méthode Probit. Les résultats sont semblables.

GRAPHIQUE 9. ESTIMATION AVEC LA PROBABILITÉ DE TRAVAILLER À TEMPS PLEIN TOUTE L'ANNÉE COMME VARIABLE DÉPENDANTE, SANS VARIABLES DE CONTRÔLE

a) relation entre prob temps plein et année de naissance



b) relation entre prob temps plein et âge



Source. Relations estimées à partir de régressions avec des micro-données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996.

non monétaire du marché du travail n'est pas tout à fait concluant, même s'il confirme certains résultats antérieurs.

5. Conclusion

Les résultats de cette étude sont conformes en partie à certaines idées courantes qu'on peut avoir sur le bien-être relatif des générations, entre autres que les jeunes d'aujourd'hui en arrachent par rapport à leurs aînés. Dans le cas des hommes, les générations les plus comblés semblent être celles du début du baby-boom, comme François Ricard (1992) et d'autres l'ont suggéré. Dans le cas des femmes, il y a eu des changements importants dans la société et celles-ci ont fait des progrès considérables sur le plan économique qui sont reflétés dans les résultats de cette étude. Cependant, il semble y avoir eu épuisement dans les progrès des femmes et les générations plus récentes ont peut-être été affectées.

Certains commentaires et réserves sont pertinents par rapport aux résultats de cette étude. D'abord, il faut signaler que les résultats reflètent l'évolution de la situation de l'*ensemble* du marché du travail au Canada et qu'ils ne s'appliquent pas nécessairement à tous les domaines d'activité. Ainsi, certaines professions peuvent avoir évolué différemment de l'ensemble et les jeunes qui y entrent peuvent réussir mieux que dans d'autres professions ou que dans la même profession dans le passé. Par exemple, dans le domaine du sport professionnel, il y a eu une inflation salariale telle que ceux qui sont dans la profession maintenant ont des revenus beaucoup plus élevés que ceux qui y étaient dans les décennies

précédentes. Il s'agit sans doute d'un domaine un peu exceptionnel, mais il est possible qu'on ait des situations semblables dans d'autres professions. Deuxièmement, il faut garder à l'esprit l'hypothèse faite au début d'un profil par âge qui est le même pour toutes les générations. On ne sait pas comment évolueront les revenus des générations plus jeunes qui ont encore devant elles plusieurs années de vie active. Il est possible, et certains le souhaitent, que leurs revenus soient plus élevés que leur situation de départ ne le prédit. Seul l'avenir nous le dira. Enfin, les résultats sont sensibles aux hypothèses sur l'indice de prix, ce qui reflète une difficulté inhérente à comparer le bien-être dans le temps. S'il est vrai, comme certains le pensent, que les indices de prix à la consommation ont systématiquement surestimé dans le passé les augmentations de prix, la situation de jeunes d'aujourd'hui n'est pas si mauvaise par rapport à celle de leurs aînés. Il faut aussi garder à l'esprit que l'analyse est faite en termes de revenus et ignore d'autres aspects du bien-être matériel des individus. Par exemple, il y a eu plusieurs innovations dans le domaine de l'informatique et les ordinateurs qu'on utilisait dans les années soixante et soixante-dix sont "archaïques" par rapport à ceux d'aujourd'hui. Les personnes qui se servent des ordinateurs aujourd'hui, qui sont en grande partie des jeunes, tirent une plus grande jouissance de l'usage de ce bien que celles qui le faisaient dans le passé et cela n'est pas entièrement pris en compte dans les indices de prix.

Concernant les implications en termes de politiques économiques, il demeure quand même, malgré les réserves exprimées, que cette étude montre que les jeunes d'aujourd'hui, et peut-être principalement les hommes, ont de la difficulté à bien s'intégrer au marché du travail. Ce n'est pas la première étude qui suggère une telle conclusion. Des politiques visant venir en aide aux jeunes, dans les domaines de l'éducation, de la formation professionnelle et du soutien au revenu, sont donc toujours appropriées.

RÉFÉRENCES

- Beaudry, Paul, et David A. Green (2000) “Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends”, *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique*, 33 (4), 907-36.
- Borjas, George J. (1985) “Assimilation, Changes in Cohort Quality, and the Earnings of Immigrants”, *Journal of Labor Economics*, 3, 463-89.
- Boskin, Michael J., Dulberger, Ellen R., Gordon, Robert J., Griliches, Zvi, et Dale W. Jorgenson (1996) *Toward a More Accurate Measure of the Cost of Living*, Final Report to the Senate Finance Committee From the Advisory Commission to Study the Consumer Price Index, Washington, D.C., Senate Finance Committee.
- Boskin, Michael J., Dulberger, Ellen R., Gordon, Robert J., Griliches, Zvi, et Dale W. Jorgenson (1997) “The CPI Commission: Findings and Recommendations”, *American Economic Review, Papers and Proceedings* 87(2): 78-83.
- Crawford, Allan (1998), “Le point sur les biais de mesure inhérents à l’IPC canadien” *Revue de la Banque du Canada*, 39-56.
- Ducharme, Louis Marc (1997) “L’IPC canadien et la question des biais: le présent et l’avenir”, *Biais de l’IPC : les expériences de cinq pays de l’OCDE* (sous la direction de Louis Marc Ducharme), Statistique Canada, Division des prix, catalogue 62F0014MIB, pp. 13-24.
- Easterlin, Richard A. (1980) *Birth and Fortune: The Impact of Numbers on Personal Welfare*, Basic Books, New York, 205 pages.
- Foot, David K., (1996) *Boom, Bust & Echo: How to Profit From the Coming Demographic Shift*, Macfarlane Walter & Ross, Toronto, 245 pages (with Daniel Stoffman)
- Ricard, François (1992) *La génération lyrique: essai sur la vie et l’oeuvre des premiers-nés du baby-boom*. Les Éditions du Boréal, Montréal, 282 pages.
- Urquhart, M.C. et K.A.H. Buckley (1965) *Historical Statistics of Canada*, Toronto, Macmillan Company of Canada.
- White, Alan G., (2000) “Outlet Types and the Canadian Consumer Price Index” *Canadian Journal of Economics / Revue canadienne d'économique*, 33 (2), 488-505.

ANNEXE

Régressions ayant servi à construire les graphiques du texte

Définition des variables

AGE, AGE2, AGE3, AGE4, AGE5: âge à la puissance 1 à 5 respectivement

ANNÉE, ANNÉE2, ANNÉE3, ANNÉE4, ANNÉE5: année de naissance, sous la forme 1900+x, à la puissance 1 à 5 respectivement

EDUC, EDUC2, EDUC3 : années d'éducation à la puissance 1 à 3 respectivement

Statut matrimonial (référence: jamais marié)

MARIÉ =1 si présentement marié (ou vivant en union libre), =0 autrement

DIV-SÉP =1 si présentement divorcé ou séparé, =0 autrement

Région (référence: Ontario)

ATL =1 si résident de l'une des provinces de l'Atlantique, =0 autrement

QUEBEC =1 si résident du Québec, =0 autrement

PRAI =1 si résident d'une des provinces des prairies, =0 autrement

BC =1 si résident de la Colombie Britannique, =0 autrement

Heures durant la semaine de référence (référence: 40-44 heures)

HR1 =1 pour 1-19 heures, =0 autrement

HR2 =1 pour 20-29 heures, =0 autrement

HR3 =1 pour 30-34 heures, =0 autrement

HR4 =1 pour 35-39 heures, =0 autrement

HR5 =1 pour 45-49 heures, =0 autrement

HR6 =1 pour plus de 50 heures, =0 autrement

Semaines travaillées durant l'année précédant le recensement (référence: 49-52 semaines)

WK1 =1 pour 1-13 semaines, =0 autrement

WK2 =1 pour 14-26 semaines, =0 autrement

WK3 =1 pour 27-39 semaines, =0 autrement

WK4 =1 pour 40-48 semaines, =0 autrement

Tableau A1. Régressions ayant servi à construire les graphiques du texte, hommes.

Model	Graphique 1		Graphique 2		Graphique 4		Graphique 5		Graphique 6		Graphique 7		Graphique 8		Graphique 9	
Variable	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value
INTERCEP	-11,7031	-3,820	0,5243	0,203	-12,6625	-4,134	-12,1776	-3,975	-0,4346	-0,168	0,0503	0,019	-142593,0	-1,752	-7,1396	-4,930
AGE	2,4222	6,403	1,0445	3,269	2,4321	6,429	2,4266	6,414	1,0543	3,300	1,0488	3,283	13146,0	1,313	0,9032	5,070
AGE2	-0,1081	-5,884	-0,0478	-3,077	-0,1081	-5,884	-0,1081	-5,883	-0,0478	-3,077	-0,0478	-3,076	-443,8023	-0,918	-0,0395	-4,590
AGE3	0,0024	5,469	0,0011	2,945	0,0024	5,469	0,0024	5,468	0,0011	2,944	0,0011	2,943	7,8773	0,690	8,49E-04	4,170
AGE4	-2,59E-05	-5,102	-1,22E-05	-2,833	-2,59E-05	-5,101	-2,59E-05	-5,100	-1,22E-05	-2,833	-1,22E-05	-2,832	-0,0703	-0,533	-8,91E-06	-3,790
AGE5	1,10E-07	4,741	5,35E-08	2,721	1,10E-07	4,741	1,10E-07	4,740	5,35E-08	2,720	5,35E-08	2,719	2,30E-04	0,384	3,59E-08	3,370
ANNÉE	0,0576	2,413	0,0110	0,558	0,0676	2,831	0,0625	2,618	0,0210	1,066	0,0159	0,807	2152,5472	3,528	-0,0060	-0,550
ANNÉE2	-0,0035	-2,425	1,68E-05	0,014	-0,0035	-2,426	-0,0035	-2,422	1,61E-05	0,013	2,15E-05	0,018	-124,1300	-3,297	-6,44E-04	-0,950
ANNÉE3	1,09E-04	2,686	-5,11E-06	-0,151	1,09E-04	2,687	1,09E-04	2,683	-5,06E-06	-0,150	-5,23E-06	-0,155	3,8222	3,591	2,85E-05	1,490
ANNÉE4	-1,55E-06	-2,912	6,11E-08	0,138	-1,55E-06	-2,913	-1,55E-06	-2,909	6,02E-08	0,136	6,25E-08	0,141	-0,0547	-3,901	-4,34E-07	-1,730
ANNÉE5	7,73E-09	2,943	-3,74E-10	-0,171	7,74E-09	2,946	7,73E-09	2,941	-3,68E-10	-0,168	-3,80E-10	-0,174	2,82E-04	4,045	2,21E-09	1,770
EDUC	-	-	1,27E-04	0,014	-	-	-	-	1,40E-04	0,016	1,43E-04	0,016	-	-	-	-
EDUC2	-	-	0,0043	4,960	-	-	-	-	0,0043	4,958	0,0043	4,958	-	-	-	-
EDUC3	-	-	-1,12E-04	-4,387	-	-	-	-	-1,12E-04	-4,385	-1,12E-04	-4,385	-	-	-	-
MARIÉ	-	-	0,2603	39,313	-	-	-	-	0,2603	39,314	0,2603	39,313	-	-	-	-
DIV-SÉP	-	-	0,1434	13,643	-	-	-	-	0,1434	13,643	0,1434	13,643	-	-	-	-
ATL	-	-	-0,1284	-15,095	-	-	-	-	-0,1284	-15,096	-0,1284	-15,096	-	-	-	-
QUEBEC	-	-	-0,0560	-10,205	-	-	-	-	-0,0560	-10,205	-0,0560	-10,206	-	-	-	-
PRAI	-	-	-0,0728	-11,595	-	-	-	-	-0,0728	-11,595	-0,0728	-11,595	-	-	-	-
BC	-	-	0,0234	3,312	-	-	-	-	0,0234	3,312	0,0234	3,311	-	-	-	-
HR1	-	-	-0,4861	-33,507	-	-	-	-	-0,4860	-33,507	-0,4861	-33,508	-	-	-	-
HR2	-	-	-0,3408	-23,565	-	-	-	-	-0,3408	-23,564	-0,3407	-23,564	-	-	-	-
HR3	-	-	-0,1712	-13,198	-	-	-	-	-0,1712	-13,198	-0,1712	-13,199	-	-	-	-
HR4	-	-	0,0301	4,557	-	-	-	-	0,0301	4,557	0,0301	4,556	-	-	-	-
HR5	-	-	0,0521	6,980	-	-	-	-	0,0521	6,984	0,0521	6,984	-	-	-	-
HR6	-	-	0,0101	1,784	-	-	-	-	0,0101	1,788	0,0101	1,788	-	-	-	-
WK1	-	-	-1,7575	-118,079	-	-	-	-	-1,7575	-118,078	-1,7575	-118,078	-	-	-	-
WK2	-	-	-0,8825	-89,724	-	-	-	-	-0,8825	-89,725	-0,8825	-89,725	-	-	-	-
WK3	-	-	-0,5048	-55,615	-	-	-	-	-0,5048	-55,614	-0,5048	-55,614	-	-	-	-
WK4	-	-	-0,1590	-24,398	-	-	-	-	-0,1590	-24,400	-0,1590	-24,401	-	-	-	-
N	128478	x	112216	x	128478	x	128478	x	112216	x	112216	x	158045	x	156541	x
R2 adj	0,0381	x	0,2952	x	0,0415	x	0,0379	x	0,3053	x	0,2985	x	0,0411	x	0,0354	x

Tableau A2. Régressions ayant servi à construire les graphiques du texte, femmes

Model	Graphique 1		Graphique 2		Graphique 4		Graphique 5		Graphique 6		Graphique 7		Graphique 8		Graphique 9	
Variable	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value	Parameter Estimate	t-value
INTERCEP	8,8461	2,065	-2,6533	-0,805	7,8847	1,840	8,3691	1,953	-3,6144	-1,096	-3,1301	-0,949	-80086,0	-1,631	5,0094	3,730
AGE	0,0128	0,024	1,4311	3,507	0,0229	0,043	0,0175	0,033	1,4412	3,532	1,4358	3,519	9869,0599	1,635	-0,5233	-3,170
AGE2	-0,0018	-0,068	-0,0656	-3,292	-0,0018	-0,068	-0,0018	-0,068	-0,0656	-3,292	-0,0656	-3,291	-593,5800	-2,037	0,0208	2,610
AGE3	7,68E-05	0,125	0,0015	3,104	7,68E-05	0,125	7,65E-05	0,124	0,0015	3,105	0,0015	3,104	17,3221	2,519	-3,88E-04	-2,060
AGE4	-1,05E-06	-0,145	-1,63E-05	-2,927	-1,05E-06	-0,145	-1,04E-06	-0,145	-1,63E-05	-2,927	-1,63E-05	-2,926	-0,2353	-2,963	3,48E-06	1,600
AGE5	3,91E-09	0,119	7,04E-08	2,758	3,91E-09	0,119	3,89E-09	0,118	7,04E-08	2,758	7,03E-08	2,757	0,0012	3,334	-1,24E-08	-1,260
ANNÉE	-0,0092	-0,244	-2,91E-04	-0,011	8,34E-04	0,022	-0,0043	-0,113	0,0097	0,351	0,0047	0,168	1686,3592	4,628	0,0352	3,440
ANNÉE2	2,87E-05	0,013	4,93E-04	0,297	2,62E-05	0,012	3,17E-05	0,014	4,90E-04	0,295	4,95E-04	0,298	-114,5362	-5,087	-0,0029	-4,560
ANNÉE3	2,38E-05	0,387	-1,10E-05	-0,241	2,39E-05	0,388	2,37E-05	0,386	-1,09E-05	-0,239	-1,11E-05	-0,242	3,7994	5,960	9,33E-05	5,210
ANNÉE4	-4,19E-07	-0,529	1,16E-07	0,196	-4,21E-07	-0,531	-4,18E-07	-0,528	1,14E-07	0,193	1,16E-07	0,196	-0,0516	-6,139	-1,26E-06	-5,330
ANNÉE5	1,72E-09	0,445	-7,56E-10	-0,262	1,72E-09	0,447	1,71E-09	0,444	-7,47E-10	-0,259	-7,57E-10	-0,262	2,43E-04	5,823	5,98E-09	5,110
EDUC	-	-	-0,1334	-10,173	-	-	-	-	-0,1334	-10,172	-0,1334	-10,172	-	-	-	-
EDUC2	-	-	0,0173	13,733	-	-	-	-	0,0173	13,732	0,0173	13,732	-	-	-	-
EDUC3	-	-	-0,0004	-11,642	-	-	-	-	-0,0004	-11,641	-0,0004	-11,641	-	-	-	-
MARIÉ	-	-	-0,0269	-3,340	-	-	-	-	-0,0269	-3,340	-0,0269	-3,341	-	-	-	-
DIV-SÉP	-	-	-0,0166	-1,569	-	-	-	-	-0,0166	-1,569	-0,0166	-1,569	-	-	-	-
ATL	-	-	-0,1478	-13,588	-	-	-	-	-0,1478	-13,589	-0,1478	-13,589	-	-	-	-
QUEBEC	-	-	0,0042	0,603	-	-	-	-	0,0042	0,603	0,0042	0,603	-	-	-	-
PRAI	-	-	-0,1029	-13,297	-	-	-	-	-0,1029	-13,297	-0,1029	-13,297	-	-	-	-
BC	-	-	-0,0052	-0,594	-	-	-	-	-0,0052	-0,594	-0,0052	-0,594	-	-	-	-
HR1	-	-	-0,7357	-77,423	-	-	-	-	-0,7357	-77,423	-0,7357	-77,424	-	-	-	-
HR2	-	-	-0,4369	-46,968	-	-	-	-	-0,4369	-46,968	-0,4369	-46,968	-	-	-	-
HR3	-	-	-0,2413	-22,354	-	-	-	-	-0,2413	-22,355	-0,2413	-22,355	-	-	-	-
HR4	-	-	0,0484	6,771	-	-	-	-	0,0484	6,771	0,0484	6,771	-	-	-	-
HR5	-	-	0,0417	3,022	-	-	-	-	0,0417	3,024	0,0417	3,024	-	-	-	-
HR6	-	-	-0,0540	-4,766	-	-	-	-	-0,0540	-4,765	-0,0540	-4,765	-	-	-	-
WK1	-	-	-1,8930	-147,117	-	-	-	-	-1,8929	-147,117	-1,8929	-147,118	-	-	-	-
WK2	-	-	-0,9372	-93,798	-	-	-	-	-0,9372	-93,799	-0,9372	-93,799	-	-	-	-
WK3	-	-	-0,5310	-50,594	-	-	-	-	-0,5310	-50,593	-0,5310	-50,594	-	-	-	-
WK4	-	-	-0,2390	-29,909	-	-	-	-	-0,2390	-29,909	-0,2390	-29,910	-	-	-	-
N	100136	x	81868	x	100135	x	100135	x	81868	x	81868	x	160936	x	152410	x
R2 adj	0,0169	x	0,4305	x	0,0339	x	0,0243	x	0,4464	x	0,4377	x	0,0649	x	0,0236	x

Université d'Ottawa / University of Ottawa
Faculté des sciences sociales / Faculty of Social Sciences
Département de science économique / Department of Economics

Cahiers de recherche / Working Papers
1995 à aujourd'hui / 1995 to date

Des copies des cahiers de recherche
de l'année courante sont disponibles au prix de
5,00 \$ l'unité auprès de :

Copies of this year's working
papers are available at a unit cost
of \$5.00 from:

Secrétariat de la recherche
Faculté des sciences sociales
Université d'Ottawa
C.P. 450, Succ. A
Ottawa (Ontario)
K1N 6N5

Research Secretariat
Faculty of Social Sciences
University of Ottawa
P.O. Box 450, Station A
Ottawa, Ontario
K1N 6N5

9501E **P. Georges**

"A Target Zone Model with Expected Trend Revisions"

9502E **D.L. Ryan, A. Plourde, and Y. Wang**

"Inter-Fuel Substitution, Capital Equipment, and Asymmetric Price Responses of Residential Energy Demand"

9503E **S. Coulombe**

"Les incidences de la séparation sur le budget québécois - où s'arrête la réalité, où commence la fiction"

9504E **R.Q. Grafton and G.L. Flanagan**

"A Primer on Externalities and the Environment"

9505E **R.Q. Grafton, D. Squires, and J. Kirkley**

"Turning the Tide? Private Property Rights and the Crisis in Fisheries Management"

9506E **T. Foulo and R.Q. Grafton**

"Structural Adjustment in Lesotho: An Evaluation"

- 9507E **I.J. Horstmann and C. LaCasse**
“Secret Reserve Prices in a Bidding Model with a Re-Sale Option”
- 9508E **R.Q. Grafton, D. Squires, and K.J. Fox**
“Common Resources, Private Rights and Economic Efficiency”
- 9509E **L. Corriveau**
“Some Propositions on the Links between Nash Equilibria and Other Solution Concepts in Games of Strategy”
- 9510E **M. Lavoie**
“Traverse, Hysteresis, and Normal Rates of Capacity Utilization in Kaleckian Models of Growth and Distribution”
- 9511E **M. Lavoie**
“Loanable Funds, Endogenous Money, and Minsky’s Financial Fragility Hypothesis”
- 9512E **J. Henry and M. Lavoie**
“The Hicksian Traverse as a Process of Reportioning: A Graphical Analysis”
- 9513E **M. Lavoie**
“Horizontalism, Structuralism, Liquidity Preference and the Principle of Increasing Risk”
- 9514E **M. Lavoie**
“Unproductive Outlays and Capital Accumulation with Target-Return Pricing”
- 9515E **M. Lavoie**
“Pasinetti’s Vertically Hyper-Integrated Sectors and Natural Prices”
- 9516E **M. Lavoie**
“Kaldor’s Neo-Pasinetti Theorem in a Monetary Framework”
- 9517E **M. Lavoie**
“The Demand for Loans Creates the Supply of Money: What Then Is the Role of the Demand for Money?”
- 9518E **M. Lavoie**
“The Neo-Pasinetti Theorem in Cambridgian and Kaleckian Models of Growth and Distribution”
- 9519E **M. Lavoie**
“Real Wages, Employment Structure and the Aggregate Demand Curve in a Kaleckian Short-Run Model”
- 9520E **M. Seccareccia and M. Lavoie**
“Central Bank Austerity, Zero-Inflation Targets and Productivity Growth in Canada”

- 9521E **G. Grenier**
“Le gain des immigrants au Canada : 1970-1990”
- 9601E **M. Deriet and M. Seccareccia**
“Bank Markups, Horizontalism and the Significance of Banks’ Liquidity Preference: An Empirical Assessment”
- 9602E **M. Seccareccia**
“Earlier Twentieth-Century Heterodox Monetary Thought and the Law of Entropy”
- 9603E **G. Sen**
“Comparing Contemporary Indian Economic Reform with the Developmental Experience of China and the Asian NICs”
- 9604E **R.Q. Grafton and H.W. Nelson**
“Fishers’ Individual Salmon Harvesting Rights: An Option for Canada’s Pacific Fisheries”
- 9605E **M. Seccareccia**
“Logical Time Units and Macroeconomic Price Formation: A Possible Element of Conceptual Integration of Keynes’s *Treatise on Money* and the *General Theory*”
- 9606E **R.Q. Grafton and J. Silva-Echenique**
“How to Manage Nature? Strategies, Predator-Prey Models and Chaos”
- 9607E **D.M. Gray**
“An ‘Insider-Outsider’ Approach to the Political Economy of Unemployment Policy: Empirical Evidence from France”
- 9608E **S. Coulombe and K.M. Day**
“ $\$$ -Convergence, F-Convergence, and the Stationary-State Level of Regional Disparities: The Case of Canada”
- 9609E **M. Seccareccia**
“Pricing, Investment and the Financing of Production Within the Framework of the Monetary Circuit: Some Preliminary Evidence”
- 9610E **G. Grenier**
“Linguistic and Economic Characteristics of Francophone Minorities in Canada: A Comparison of Ontario and New Brunswick”
- 9701E **R. Quentin Grafton**
“Private, Community, and State Property: Achieving the ‘Right Mix’”
- 9702E **Mario Seccareccia**
Wicksellian Norm and Macroeconomic Performance: The Canadian Experience with Zero-Inflation Policy

- 9703E **R. Q. Grafton and D. E. Lane**
Canadian Fisheries Policy: Challenges and Choices
- 9704E **R. Q. Grafton, R. W. Lynch and H. W. Nelson**
The Role of Rent and Forest Policy in the British Columbia Stumpage System
- 9705E **R. Q. Grafton, T. Hazledine and B. Butchardt**
The New Zealand Economic Revolution: Lessons for Canada?
- 9706E **V. Barham, R. A. Devlin and C. LaCasse**
An Evaluation of the Canadian Child-Support Guidelines: Good News and Bad News
- 9707E **R. A. Devlin**
No Fault Insurance and Accident Severity: Lessons Still to be Learned
- 9708E **K. M. Day and R. A. Devlin**
The Nonprofit Sector and Public Policy in Canada
- 9709E **M. Seccareccia et A. Parguez**
Les politiques d'inflation zéro : la vraie cause de la hausse tendancielle du chômage dans les pays occidentaux
- 9710E **K. M. Day and S. Coulombe**
Regional Convergence in Canada and the United States: Does the Border Matter?
- 9711E **R. Q. Grafton and V. Barham**
Rewriting Rio: What's Wrong with the Convention on Climate Change?
- 9712E **G. White**
Macroeconomics and the Choice of Technique: Long-Period Coherence and the "Keynes Effect"
- 9713E **G. White**
Increasing Flexibility in Relative Labour Costs as a Means of Reducing Unemployment: Do the Theoretical Foundations Exist?
- 9801E **K. Eslamloueyan and N. V. Quyen**
North-south trade and the environment: a game theoretic analysis of the linkages
- 9802E **K. Eslamloueyan**
Innovation, strategic environmental policy, and north-south trade: a game- theoretic analysis
- 9803E **R. Finnie and D. Gray**
The dynamics of the earnings distribution in Canada: an econometric analysis

- 9804E **R. Q. Grafton, D. Squires and K. J. Fox**
Private property and economic efficiency: A study of a common-pool resource
- 9805E **K. M. Day and R. Q. Grafton**
Interprovincial student mobility in Canada
- 9901E **M. Seccareccia et M. Saint-Germain**
Surplus de main-d'oeuvre immigrante et développement dualiste: l'économie canadienne au milieu du 19^e siècle
- 9902E **A. Parguez and M. Seccareccia**
A Credit Theory of Money: the Monetary Circuit Approach
- 9903E **M. Seccareccia and A. Sood**
Government Debt Monetization and Inflation: A Somewhat Jaundiced View
- 9904E **M. Lavoie and M. Seccareccia**
Minsky's Financial Fragility Hypothesis: A Missing Macroeconomic Link?
- 9905E **D.M. Gray**
Early-Retirement Programs and Wage Restraint: Empirical Evidence From France
- 9906E **S. Coulombe and J.-F. Tremblay**
Human Capital and Regional convergence in Canada
- 9907E **R.G. Bodkin**
La travailleuse: perspective du *Deuxième sexe* et questions d'actualité économique pour les femmes
- 0001E **S. Coulombe**
The Canada-US Productivity Growth Paradox: An Economic or a Statistical Puzzle?
- 0002E **S. Coulombe**
New Evidence of Convergence Across Canadian Provinces: The Role of Urbanization
- 0003E **A. Apinunmahakul and V. Barham**
Should Charities Maximise Social Welfare?
- 0004E **P. Perron and G. Rodriguez**
Residual Based Tests for Cointegration with GLS Detrended Data
- 0005E **P. Perron and G. Rodriguez**
Searching for Additive Outliers in Nonstationary Time Series
- 0006E **G. Grenier**
Immigration, langues et performance économique: le Québec et l'Ontario entre 1970 et 1995

0101E **K. Day and R. Q. Grafton**

Economic Growth and the Environment: A Canadian Perspective