

Dynamique et inégalité des revenus chez les hommes au Canada, 1976-1992 : Analyse fondée sur des dossiers fiscaux longitudinaux

par Michael Baker* et Gary Solon**

N° 130

11F0019MPF N° 130
ISSN: 1200-5231
ISBN: 0-660-95614-4

Prix: 5 \$ l'exemplaire, 25 \$ par année

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
24-F, Immeuble R.-H. Coats, Ottawa, K1A 0T6

*University of Toronto

**University of Michigan

Télécopieur: (613) 951-5403

E-mail: baker@chass.utoronto.ca

gsolon@umich.edu

Février 1999

Nous tenons à remercier René Morissette pour les nombreux échanges que nous avons eus avec lui. Nous tenons également à remercier les personnes suivantes de leurs commentaires : Robert Barsky, John Bound, Julie Berry Cullen, Steven Haider, Aloysius Siow, les participants aux séminaires de la University of Toronto, la University of Michigan, le CIRANO, le NBER et la University of Western Ontario. Nous sommes très reconnaissants du soutien à la recherche apporté par Statistique Canada et le Conseil de recherches en sciences sociales du Canada (Baker, subvention n° 410-96-0187).

L'auteur assume seul la responsabilité des opinions dans le présent document qui ne représente pas nécessairement le point de vue de Statistique Canada.

Also available in English

Table des matières

I.	Introduction.....	1
II.	Données	2
	A. Base de données.....	2
	B. Survol des tendances de l'inégalité.....	5
III.	Modèles économétriques et méthodes d'estimation	8
	A. Modèles.....	8
	B. Méthodes d'estimation.....	12
IV.	Résultats.....	14
V.	Conclusions.....	20
	Références	37

Résumé

Les auteurs de plusieurs études récentes ont constaté que l'inégalité des revenus s'était considérablement accrue au Canada depuis la fin des années 1970. En utilisant une base de données exceptionnelle constituée à partir des dossiers fiscaux longitudinaux, nous avons décomposé la croissance de l'inégalité en composantes permanente et transitoire. Nous avons conclu que la croissance de l'inégalité des revenus témoigne d'un accroissement de l'inégalité à long terme et de l'instabilité des revenus. Grâce à la grande taille de l'échantillon, nous avons pu estimer et tester des modèles plus riches que ceux permis par les enquêtes par panel de relativement petite envergure utilisés dans la plupart des études antérieures sur la dynamique des revenus. Par exemple, nous avons été en mesure d'intégrer la croissance hétérogène des revenus et une marche aléatoire dans le même modèle, et nous croyons qu'ils sont tous deux empiriquement significatifs.

Mots-clés : inégalité des revenus, instabilité des revenus, dynamique des revenus

I. Introduction

Un grand nombre d'études ont été consacrées à la croissance de l'inégalité des revenus dans les pays occidentaux développés depuis la fin des années 1970. Bien que les États-Unis aient souvent été le centre d'intérêt,¹ l'évolution de la répartition des revenus au Canada a été analysée dans de nombreuses études.² Les études canadiennes ne convergent pas sur tous les points, mais en général, elles révèlent que l'inégalité des revenus s'est accrue considérablement, bien que la progression ne soit peut-être pas aussi spectaculaire qu'aux États-Unis. Elles démontrent également que, contrairement aux États-Unis, le rendement des études n'a, au mieux, que légèrement augmenté. En d'autres termes, l'inégalité des revenus au Canada a principalement progressé au sein des groupes répartis selon le niveau de scolarité plutôt que dans un groupe par rapport à un autre. De même, contrairement aux États-Unis, une plus grande proportion de l'augmentation de l'inégalité des revenus annuels au Canada s'explique par une dispersion accrue des heures de travail annuelles, par opposition aux taux horaires de rémunération.

Quelques études américaines récentes (Gottschalk et Moffitt, 1994; Moffitt et Gottschalk, 1995; Buchinsky et Hunt, 1996; Gittleman et Joyce, 1996; Haider, 1997) ont souligné l'importance de la décomposition de la croissance de l'inégalité des revenus en composantes permanente et transitoire. D'une part, si l'accroissement de l'inégalité des revenus est principalement attribuable à une augmentation du rendement des études et d'autres caractéristiques permanentes des travailleurs, la croissance observée de l'inégalité transversale signifie donc que l'inégalité des revenus à long terme a progressé. Suivant ce scénario, le riche de longue date s'est enrichi et le pauvre de longue date s'est appauvri. D'autre part, si l'accroissement de l'inégalité transversale repose surtout sur une progression de la composante transitoire de la variation des revenus, il se pourrait que l'inégalité à long terme ait très peu augmenté. Suivant ce scénario, le riche de longue date ne s'est pas enrichi à long terme et le pauvre de longue date ne s'est pas appauvri, mais les « bouleversements » d'une année à l'autre se sont accentués dans les rangs de la répartition des revenus annuels.³ D'après les études américaines, il appert que les *deux* composantes de l'inégalité des revenus ont augmenté. Selon Haider, l'inégalité annuelle a progressé par suite d'augmentations sensiblement égales d'une composante permanente et d'une composante instable.

Dans le présent article, nous avons décomposé la croissance de l'inégalité des revenus au Canada en composantes permanente et transitoire. Dans quelle mesure l'accroissement de l'inégalité des revenus au Canada témoigne-t-il d'une plus grande fluctuation annuelle des revenus et est-il attribuable à une dispersion accrue des revenus permanents? Compte tenu de l'intégration des

¹ Voir, par exemple, Bound et Johnson (1992), Katz et Murphy (1992) et les articles récents de Gottschalk (1997) et de Johnson (1997), qui portaient sur des enquêtes.

² Voir, par exemple, Bar-Or, Burbridge, Magee et Robb (1995), Beach, Slotsve et Vaillancourt (1996), Beaudry et Green (1997), Blackburn et Bloom (1993), Davis (1992), DiNardo et Lemieux (1997), Freeman et Needels (1993), Gottschalk (1993), Morissette et Bérubé (1996), Picot (1996) et Richardson (1997).

³ Toutefois, comme l'a fait remarquer Haider, même une augmentation purement transitoire de la dispersion des revenus peut avoir un coût économique. Par exemple, les diminutions transitoires des revenus peuvent obliger les personnes ayant des liquidités restreintes à réduire leurs dépenses de consommation même si leurs revenus permanents demeurent inchangés.

économies américaine et canadienne, on devrait arriver aux mêmes conclusions que les chercheurs de notre voisin du Sud. Cependant, la croissance de l'inégalité à long terme aux États-Unis a été associée à une forte hausse du rendement des études, ce qui n'est pas le cas au Canada.

Aux fins de la décomposition de l'inégalité des revenus au Canada, nous avons eu recours à une base de données exceptionnelle mise au point par Statistique Canada. Couvrant près de deux décennies, cette base renferme des données longitudinales sur les revenus tirées de dossiers fiscaux. Grâce à la grande taille de l'échantillon et à l'exactitude des revenus déclarés par l'employeur, il est possible de présenter un compte rendu détaillé des causes de l'augmentation de l'inégalité des revenus au Canada. En outre, cela permet d'estimer des modèles plus riches que ceux définis avec les enquêtes par panel de relativement petite envergure, mises à la disposition des chercheurs américains; on dispose également d'un outil sans précédent pour mettre à l'essai des modèles concurrents de la dynamique des revenus. Par exemple, nous avons intégré la croissance hétérogène des revenus et une marche aléatoire dans le même modèle, et nous avons conclu qu'ils sont empiriquement significatifs.

Dans la prochaine section, nous présenterons une description détaillée de la base de données. À la section III, nous élaborerons des modèles économétriques de la dynamique des revenus et analyserons nos méthodes d'estimation. La section IV renferme nos résultats empiriques et la section V, un résumé et une analyse des principales constatations.

II. Données

A. Base de données

La base de données que nous avons utilisée a été créée par Statistique Canada à partir du fichier des formules T4 supplémentaires tenu à jour par Revenu Canada.⁴ Ce fichier est un échantillon aléatoire à un centième de toutes les personnes qui ont un reçu une formule d'impôt T4 supplémentaire et ont présenté une déclaration d'impôt (formule T1) annuelle au moins une fois entre 1975 et 1993. Les formules T4 sont émises par les employeurs à l'égard de tout revenu qui (1) excède un certain seuil annuel ou (2) se traduit par un assujettissement à l'impôt sur le revenu, des contributions aux régimes de pension de l'État ou des primes d'assurance-emploi.⁵ Le seuil annuel (condition 1) s'élevait à 250 \$ pour la période 1975-1988 et à 500 \$ pour la période 1989-1993. Cette disposition a vraisemblablement eu préséance sur les exigences de la condition 2 dans la vaste majorité des cas où des T4 ont été émises durant la période visée par

⁴ L'élaboration de la base de données est décrite dans Morissette et Bérubé (1996). Notre description repose en grande partie sur cette source.

⁵ Les données englobent certains travailleurs autonomes, soit ceux qui sont constitués en personne morale et qui se versent un salaire. On peut présumer que les revenus du travailleur autonome fluctuent davantage que ceux de la plupart des travailleurs; de plus, la proportion de la main-d'œuvre canadienne représentée par les travailleurs autonomes a eu tendance à augmenter légèrement durant la période visée par l'échantillon. Le résultat présenté ci-après, soit que l'instabilité des revenus a augmenté au Canada, est d'autant plus étonnant du fait que nous n'avons pas inclus tous les travailleurs autonomes.

l'échantillon.⁶ Pour obtenir un échantillon convergent dans le temps, nous avons exclu les formules affichant un revenu annuel inférieur à 250 \$ en dollars de 1975. Cela se traduit, par exemple, par un seuil de 645 \$ en 1989 et de 738 \$ en 1993. Par conséquent, le revenu annuel consiste en la rémunération globale représentée par tous les emplois occupés par un particulier au cours d'une année donnée qui lui ont rapporté au moins 250 \$ en dollars constants de 1975.

Cette mesure du revenu présente plusieurs avantages sur les autres mesures dans les données d'enquête et les autres fichiers administratifs. Le fait qu'elle repose sur les rapports présentés par les employeurs en vertu de la législation fiscale constitue sa caractéristique la plus importante. La variable du revenu devrait être à l'abri de l'erreur de mesure que l'on retrouve souvent dans les données d'enquête et qui est attribuable, par exemple, à l'erreur de mémoire, à l'erreur d'arrondissement et à l'attribution de la valeur la plus élevée. De plus, on ne devrait pas trop se soucier des valeurs manquantes dans la mesure où les règles fiscales sont généralement respectées ou que la fraude est surtout imputable à une personne (par opposition à un employeur) et est associée à d'autres types de revenu. Il convient de souligner que, contrairement à d'autres données provenant des dossiers fiscaux, la mesure du revenu n'est pas tirée des déclarations d'impôt (formule T1). Cela s'avère important, car la décision de produire une déclaration d'impôt n'est pas exogène, et les facteurs qui motivent une telle décision peuvent changer, ce qui peut introduire un effet de sélection dans les données.⁷ Dans le fichier des T4, seuls la date de naissance et le sexe du particulier sont tirés de la formule T1. Pour que l'on puisse obtenir ces renseignements, il importe que la personne ait produit au moins une déclaration d'impôt durant la période visée par l'échantillon. S'il serait préférable que les données ne dépendent aucunement de la décision de produire une déclaration, cette condition est beaucoup moins astreignante que la production de déclarations consécutives durant la période visée par l'échantillon.

Aux fins du tirage de l'échantillon, les hommes âgés de 25 à 58 ans représentaient le groupe cible. Selon toute vraisemblance, ces personnes ont déjà terminé la majeure partie de leurs études et sont trop jeunes pour que la tendance à la retraite anticipée ait un impact marqué.⁸ Lorsque nous avons constitué l'échantillon d'analyse, nous avons raffiné le plan de Haider (1997), qui comporte un panel équilibré renouvelable, afin de tirer parti de la très grande taille du fichier des

⁶ L'impôt sur le revenu est prélevé chaque fois que le revenu annuel de l'employé (rémunération, revenu d'intérêt, dividendes, etc.) excède son exemption personnelle. Dans la plupart des cas, le revenu annuel sous-jacent devrait être supérieur au seuil pour l'année courante. Des cotisations aux régimes de pension de l'État doivent être versées à l'égard des revenus qui excèdent l'exemption de base annuelle, qui se situe entre 700 \$ en 1975 et 3 500 \$ en 1993. Enfin, les cotisations à l'assurance-emploi sont versées chaque fois que le temps de travail excède un certain nombre d'heures (15 heures par semaine en 1993) ou que les revenus sont supérieurs à un certain montant (149 \$ par semaine en 1993). Une personne pourrait recevoir une formule T4 pour du travail hebdomadaire qui l'a amenée à cotiser à l'assurance-emploi même si son revenu annuel n'excédait pas le seuil annuel (250 \$ ou 500 \$). Nous croyons que de tels cas ont peu d'importance.

⁷ Dans le contexte du présent article, l'entrée en vigueur de la taxe sur les produits et services à la fin des années 1980, qui assure aux Canadiens à faible revenu un nouveau crédit d'impôt remboursable, est particulièrement intéressante. Dans une étude s'appuyant sur les déclarations d'impôt, par exemple Beach et Finnie (1997), l'impact de cette mesure sur la population des déclarants pourrait être confondu avec la variation de la répartition des revenus.

⁸ On a observé une forte augmentation de la scolarisation chez les personnes âgées de 17 à 24 ans durant cette période (Morissette, 1997), ce qui pourrait influencer sur notre inférence si nous incluions des hommes plus jeunes. Au Canada, on peut présenter une demande de pension de l'État dès l'âge de 60 ans.

T4. Tout d'abord, nous avons identifié les 19 cohortes de naissances de deux ans ayant entre 24 et 59 ans pendant au moins neuf ans de la période 1975-1993, et avons sélectionné les hommes qui avaient un revenu positif à chaque année que la condition d'âge était satisfaite.⁹ Nous avons ensuite supprimé la première et la dernière années de revenu de chaque personne. Nous voulons ainsi nous assurer que chaque année de revenu positif est soumise à un critère de sélection cohérent; autrement dit, nous avons uniquement inclus les années de revenu positif qui sont suivies et précédées d'une année de revenu positif. Si nous n'avions pas agi de la sorte, les variances des revenus de la première et de la dernière années risquaient d'être gonflées par les arrivées sur le marché du travail, les départs à la retraite, l'immigration ou l'émigration. Pour chaque cohorte, on obtient ainsi un panel de revenus équilibré dont l'étendue varie selon la cohorte. Notre échantillon d'analyse est constitué de 32 105 personnes, et la taille de l'échantillon *de chaque cohorte* se compare à celle des échantillons groupés des fichiers longitudinaux courants. Le tableau 1 renferme un sommaire des cohortes/panels qui sont inclus dans ce processus.

Un plan d'échantillonnage par panel équilibré ne convient pas à la présente analyse du fait que l'âge moyen et le temps seront parfaitement colinéaires, et qu'il serait difficile de dissocier l'impact de l'âge de celui du temps sur l'inégalité des revenus. Notre inférence repose sur un panel global obtenu au terme de l'empilage des panels (équilibrés) de cohortes. Comme le démontre la deuxième colonne du tableau 2, la fourchette d'âges de cet échantillon de plus grande taille demeure sensiblement constante durant la majeure partie de la période visée par l'échantillon, ce qui rompt la relation directe existant entre le temps et l'âge, bien que l'échantillon ait vieilli quelque peu entre 1976 et 1981 ainsi qu'entre 1987 et 1992.

Une autre solution consisterait à utiliser un plan d'échantillonnage non équilibré qui inclurait toutes les années de revenu positif pour les personnes qui satisfont au critère d'âge durant la période visée par l'échantillon. Cette façon de procéder présente un avantage manifeste : le panel ainsi obtenu est plus représentatif des personnes ayant un revenu positif à un moment donné. En pratique, les panels non équilibrés peuvent toutefois poser des problèmes d'estimation épineux avec les types de modèle que nous avons utilisés.¹⁰ En outre, les divers moments de l'échantillon pour une cohorte donnée reposent sur des échantillons légèrement différents; par conséquent, les changements mesurés dans le temps peuvent nous amener à confondre l'impact de la composition de l'échantillon avec les effets réels du temps et du cycle de vie.¹¹ Notre approche nous permet d'éviter ces problèmes tout en dissociant l'impact du temps de celui de l'âge. Ses lacunes les plus évidentes sont les suivantes : le fait de se concentrer sur les personnes ayant un revenu positif pendant au moins neuf années consécutives est susceptible d'introduire un effet de

⁹ Les particuliers sont identifiés au moyen du numéro d'assurance sociale (NAS) dans le fichier des T4. Si la personne change de NAS durant la période visée par l'échantillon, nous ne pouvons plus la suivre. Si un tel changement survenait, nous pourrions inférer à tort que la personne a quitté le pays.

¹⁰ Moffitt et Gottschalk (1995) ont décrit les types de problème inhérents aux panels non équilibrés dans ce contexte.

¹¹ En voici un exemple manifeste : les variances des années t et s seraient basées sur des échantillons différents. L'exemple suivant est plus subtil : la variance de l'année t serait estimée à partir des personnes ayant un revenu positif cette année-là, mais l'autocovariance estimée entre les années t et s reposerait uniquement sur les personnes qui ont déclaré un revenu positif à la fois pour l'année t et l'année s.

sélection, et les covariances des revenus d'ordres différents peuvent être observées pour différents nombres de cohortes qui sont soumises à différents critères de sélection. Par exemple, les covariances du seizième ordre sont observées uniquement dans le cas des neuf cohortes nées entre 1934-1935 et 1950-1951. Les personnes de ces cohortes ont affiché un revenu positif pendant 19 années consécutives. Par contraste, les covariances du premier ordre sont observées pour l'ensemble des cohortes, ce qui englobe les personnes ayant eu un revenu positif pendant neuf ans seulement. Nous pouvons vérifier la sensibilité de nos résultats à certains de ces effets de sélection en modifiant les coefficients de pondération attribués à différentes cohortes incluses dans le panel global. Dans la sous-section suivante, nous démontrerons directement que le panel équilibré global représente la population cible des hommes âgés de 25 à 58 ans.

B. *Survol des tendances de l'inégalité*

Dans les troisième et quatrième colonnes du tableau 2, nous avons présenté la taille de l'échantillon et la variance du log revenu des personnes faisant partie de notre échantillon d'analyse global. Par exemple, pour 1976, cela comprend certaines personnes des cohortes 1924-1925 à 1950-1951. La variance fait ressortir une tendance à la hausse manifeste pour la période visée par l'échantillon, ainsi que des mouvements cycliques marqués. Pour reconnaître ces mouvements, il est utile de savoir que le marché canadien du travail a été assez stable de 1976 à 1981, le taux de chômage annuel oscillant entre 7,2 % et 8,4 %. Contrairement aux États-Unis, le Canada n'est pas entré en récession en 1980. Ce dernier a toutefois été durement frappé par la récession de 1982 : le taux de chômage a atteint 11,0 % en 1982 et 11,9 % en 1983. Le chômage a reculé par la suite, mais a rebondi pour se fixer à 10,4 % en 1991 et à 11,3 % en 1992.

La ligne continue de la figure 1 représente la série de la variance de la quatrième colonne. La variance a augmenté de plus du tiers lors de la récession de 1982 et a diminué progressivement dans la foulée de l'expansion de la fin des années 1980 sans toutefois revenir aux niveaux d'avant la récession. Durant la récession du début des années 1990, la variance est repartie en hausse pour atteindre un nouveau sommet. L'évolution chronologique de la dispersion des revenus de notre fichier de données concorde tout à fait avec les tendances mises en lumière par les études canadiennes mentionnées dans la note 2. La plupart de ces études s'appuient sur une enquête canadienne, l'Enquête sur les finances des consommateurs; il est rassurant de voir que les données de cette enquête et nos données fondées sur les déclarations d'impôt convergent. Notre fichier de données est avantagé par son caractère longitudinal, qui nous permet de cerner les composantes permanentes et transitoires de la tendance à l'accroissement de l'inégalité des revenus.

Les autres colonnes du tableau 2 démontrent comment les tendances inhérentes à notre panel équilibré renouvelable sont représentatives de la population cible. Les cinquième et sixième colonnes font état de la taille de l'échantillon et de la variance du log revenu lorsque nous utilisons les fourchettes d'âges de notre échantillon d'analyse en englobant toutefois toutes les personnes ayant affiché un revenu positif au cours d'une année donnée. Pour de nombreuses années, la taille de l'échantillon et la variance ont presque doublé. Les septième et huitième colonnes illustrent l'échantillon des personnes âgées de 25 à 58 ans qui ont eu un revenu positif au cours d'une année donnée. À cette étape, nous nous concentrons sur une fourchette d'âges constante de sorte que l'échantillon ne « vieillisse » pas. Malgré de légers écarts par rapport aux

deux colonnes précédentes, il est clair que les différences observées au chapitre de la variance entre notre échantillon d'analyse et l'échantillon constitué des hommes âgés de 25 à 58 ans s'expliquent par le fait d'exiger des revenus annuels positifs consécutifs plutôt que le vieillissement marginal.

L'utilisation d'un échantillon équilibré renouvelable se traduit par des estimations plus faibles de la variance du log revenu; cependant, elles semblent être inférieures à la variance des autres échantillons dans une proportion fixe, soit d'environ la moitié. Cela laisse entendre que les variances des autres échantillons pourraient avoir une évolution similaire dans le temps. Cela s'avère important, car nous nous intéressons principalement aux variations de l'inégalité des revenus dans le temps et non pas en termes absolus. À la figure 1, nous avons également représenté l'évolution chronologique des variances des deux échantillons de comparaison. Comme prévu, elles semblent correspondre aux variances de notre échantillon d'analyse. En fait, le coefficient de corrélation entre les variances de notre échantillon d'analyse et l'échantillon assujéti aux mêmes restrictions relatives à l'âge mais comprenant toutes les personnes ayant un revenu positif s'élève à 0,957. De même, le coefficient de corrélation entre les variances de l'échantillon d'analyse et l'échantillon de personnes âgées de 25 à 58 ans ayant un revenu positif est de 0,943.¹² La principale divergence est cyclique : la variance de l'échantillon d'analyse augmente par rapport à la variance des échantillons de plus grande taille durant les récessions. Cette tendance n'a rien de surprenant du fait que l'on peut présumer que les personnes à faible revenu sont particulièrement enclines à être retranchées des échantillons non équilibrés de plus grande taille en période de récession.¹³ Cet effet de la composition de l'échantillon atténue la contracyclité de la dispersion des revenus dans les échantillons non équilibrés. Dans l'échantillon d'analyse, qui est caractérisé par un effet moindre de la composition de l'échantillon du fait que les mêmes travailleurs sont suivis dans le temps, la contracyclité réelle de la dispersion des revenus est plus manifeste.¹⁴

Globalement, bien que le degré de dispersion des revenus soit beaucoup plus faible dans l'échantillon d'analyse, les trois échantillons évoluent sensiblement de la même façon dans le temps. Lorsqu'ils diffèrent le plus au chapitre de l'amplitude cyclique, l'échantillon d'analyse est probablement celui qui brosse le tableau le plus précis. Il devrait à tout le moins fournir une description utile de l'inégalité des revenus chez les hommes ayant une carrière relativement stable.

¹² En outre, on constate une cohérence similaire à d'autres moments. Les coefficients de corrélation entre le log revenu moyen de l'échantillon d'analyse et les deux autres échantillons s'élèvent à 0,999 et à 0,997, respectivement.

¹³ Pour une analyse des données américaines sur la plus grande cyclicité de l'emploi chez les personnes à faible revenu, voir Solon, Barsky et Parker (1994).

¹⁴ Les données américaines analysées dans Solon, Barsky et Parker (1994) laissent entendre que la contracyclité de la dispersion des revenus annuels est principalement attribuable à la contracyclité de la dispersion des heures annuelles par opposition aux taux de traitement horaires. Nous ne savons pas s'il existe des données canadiennes sur cette question.

Les figures 2 et 3 nous renseignent sur la situation de différents groupes d'âge de l'échantillon d'analyse durant la période. À la figure 2, nous avons tracé le log revenu moyen de catégories d'âge de cinq ans; chaque série a été normalisée de manière à équivaloir à 1 en 1979, ce qui fournit une base de référence permettant de comparer les séries de longueur différente. Par exemple, comme le démontre la deuxième colonne du tableau 2, le groupe d'âge intégral des 26 à 30 ans est apparent dans l'échantillon d'analyse uniquement de 1976 à 1987, alors que le groupe d'âge des 51 à 55 ans n'est apparent que de 1979 à 1992. Le log revenu moyen augmente en cascade jusqu'en 1982, mais par la suite nous observons une divergence. Par exemple, en 1987 (la dernière année du groupe des 26 à 30 ans), la différence entre les 46 à 50 ans et les 26 à 30 ans au chapitre du log revenu moyen a augmenté d'environ 2,1 % par rapport à 1979. D'autres changements sont observés à la fin des années 1980 et au début des années 1990. La différence entre les 31 à 35 ans et les 46 à 50 ans au chapitre du log revenu moyen était en hausse de 1,2 % en 1987 et de 2,6 % en 1992.

La figure 3 renferme des renseignements complémentaires sur la variance du log revenu. Ici encore, nous avons normalisé chaque série de manière qu'elle équivaille à 1 en 1979. On constate une augmentation marquée des variances en 1982; cette hausse, qui représente les effets de la récession sur les moyennes, est particulièrement forte chez les travailleurs plus jeunes. En 1983, chez les 26 à 30 ans, la variance a fait un bond de 80 % par rapport à 1979, alors que l'augmentation se situe entre 25 et 30 % chez les plus âgés. De même, la récession du début des années 1990 a touché davantage les jeunes. De 1989 à 1992, les variances des 31 à 35 ans et des 36 à 40 ans s'élevaient à 68 % et à 42 %, respectivement. Par contraste, on constate une hausse de 29 % dans le cas des 41 à 45 ans, de 37 % pour les 46 à 50 ans et de 4 % pour les 50 à 55 ans durant la même période.

Dans une étude antérieure, Morissette et Bérubé (1996) ont utilisé les mêmes données fiscales que nous afin de produire des données provisoires démontrant dans quelle mesure la croissance de l'inégalité des revenus annuels est le reflet d'une plus grande inégalité permanente. Afin de mesurer l'inégalité permanente, ces chercheurs ont tiré un échantillon de travailleurs pour diverses fourchettes d'âges en prenant 1975 comme année de référence; ils ont fait la somme des revenus des travailleurs durant la période 1975-1984 et ont ensuite calculé plusieurs mesures de la dispersion pour le total des revenus sur 10 ans.¹⁵ Puis, ils ont procédé de la même façon avec les revenus totaux de 1984-1993 et ont comparé les mesures de la dispersion entre les deux périodes de 10 ans. Par exemple, dans le cas des hommes âgés de 35 à 44 en 1975, le coefficient de variation des revenus totaux de la période 1975-1984 s'élève à 0,512. Chez les hommes âgés de 35 à 44 ans en 1984, le coefficient de variation des revenus totaux de la période 1984-1993 est 0,573, ce qui constitue une augmentation de 12 %. Quelle que soit la fourchette d'âges ou la mesure de la dispersion, Morissette et Bérubé ont constaté que la dispersion est plus grande durant la période subséquente.

D'après les résultats obtenus par Morissette et Bérubé, il y a tout lieu de croire que la composante permanente de la variation des revenus a augmenté entre 1975-1984 et 1984-1993; quoi qu'il en soit, d'importantes questions demeurent sans réponse. Premièrement, la

¹⁵ Chose étonnante, les résultats présentés par Morissette et Bérubé sont basés sur les revenus *nominaux* totaux non actualisés. Cependant, ils ont mentionné dans une note en bas de page qu'ils ont obtenu des résultats qualitativement similaires à partir de revenus réels actualisés annuellement dans une proportion de 3 ou de 7 %.

comparaison des deux périodes décennales ne permet pas de déterminer le moment de l'augmentation de l'inégalité permanente des revenus, ce qui laisse planer une certaine ambiguïté quant à la manière d'interpréter la comparaison. Par exemple, dans quelle mesure la différence entre les deux périodes reflète-t-elle une tendance séculaire ou une phase différente du cycle économique? Comme l'ont reconnu Morissette et Bérubé, étant donné que les taux de chômage observés depuis le milieu des années 1980 étaient plus élevés que dans le milieu des années 1970, il se pourrait que l'augmentation de l'inégalité à long terme que nous avons constatée témoigne tout simplement d'un effet cyclique. Comme nous avons comparé deux périodes et, par conséquent, avons utilisé uniquement deux observations, nous n'avons pas pu vérifier cette hypothèse. Deuxièmement, leurs résultats n'indiquent pas directement si (ou quand) la composante transitoire de la variation des revenus a également augmenté. Dans le reste du présent document, nous élaborerons et estimerons des modèles en vue de répondre à ces questions.

III. Modèles économétriques et méthodes d'estimation

A. Modèles

La dynamique du revenu et ses répercussions sur le lien existant entre le revenu courant et le revenu viager est depuis longtemps une question d'intérêt majeur dans de nombreux domaines de la recherche économique. La recherche sur la distinction entre l'inégalité observée dans des échantillons représentatifs de revenus annuels et l'inégalité des revenus à long terme n'est qu'un exemple parmi tant d'autres. La recherche sur la différence entre le revenu transitoire et le revenu permanent relativement à l'impact des variations du revenu sur la consommation constitue un autre exemple classique qui remonte au moins à Friedman (1957). Mentionnons également les travaux de recherche réalisés récemment qui ont démontré que la corrélation intergénérationnelle entre les revenus semble être beaucoup plus grande avec les mesures à long terme des revenus qu'avec les mesures annuelles (Altonji et Dunn, 1991; Solon, 1992; Zimmerman, 1992).

En raison de l'intérêt qu'on lui accorde dans de nombreux domaines de recherche, la mobilité des revenus a fait l'objet d'une foule d'études empiriques.¹⁶ Afin d'expliquer la relation existant entre les modèles de ces études et les modèles estimés dans le présent document, nous utiliserons d'abord une version rudimentaire des modèles classiques de la dynamique des revenus, qui sont axés sur les composantes de la variance; par la suite, nous l'enrichirons de manière que l'évolution chronologique des composantes permanente et transitoire de la variation des revenus puisse être intégrée.

¹⁶ Voir Atkinson, Bourguignon et Morisson (1992) pour obtenir une élégante recension des ouvrages qui remonte jusqu'au début des années 1980. Voir Baker (1997) et Haider (1997) pour une analyse plus récente et des renvois à d'autres études réalisées depuis la fin des années 1980. Outre l'étude de Beach et de Finnie (1997) mentionnée dans la note 7, Kennedy (1989) est, à notre connaissance, la seule étude sur la dynamique des revenus réalisée au Canada qui ait utilisé un petit échantillon de relevés des revenus tiré d'un fichier administratif du Régime des pensions du Canada. Kennedy ne s'est pas penché sur l'évolution chronologique des composantes transitoire et permanente de la variation des revenus.

Soit que Y_{ibt} correspond au log revenu de l'année t du membre de l'échantillon i^e , né l'année b . Alors,

$$(1) \quad Y_{ibt} = \mu_{bt} + y_{ibt}$$

exprime Y_{ibt} comme étant la moyenne de la cohorte μ_{bt} pour l'année t , et l'écart personnel y_{ibt} par rapport à cette moyenne. Dans la plupart des études antérieures qui portent sur la dynamique des revenus, on a tenté de supprimer μ_{bt} en effectuant des rajustements par régression préliminaire afin de tenir compte de l'impact de l'année et de l'âge (ou de l'expérience), pour ensuite estimer les modèles de la dynamique de y_{ibt} . Ce faisant, les auteurs de ces études ont caractérisé la variance transversale et la mobilité annuelle des revenus relatifs dans une cohorte.

Une version réduite des modèles couramment utilisés pour y_{ibt} est exprimée comme suit :

$$(2) \quad y_{ibt} = \alpha_{ib} + v_{ibt}$$

où la composante permanente des revenus α_{ib} a une variance de la population de σ_α^2 ; la composante transitoire v_{ibt} a une variance de σ_v^2 et est non corrélée en série; α_{ib} et v_{ibt} sont orthogonaux entre eux. Ce modèle extrêmement simple a l'avantage d'illustrer clairement la distinction entre l'inégalité des revenus courants et celle des revenus permanents. La variance des revenus courants relatifs y_{ibt} correspond à

$$(3) \quad \text{Var}(y_{ibt}) = \sigma_\alpha^2 + \sigma_v^2,$$

qui excède σ_α^2 , la variance de la composante permanente des revenus, de σ_v^2 , la variance de la composante transitoire des revenus.

Ce modèle rudimentaire ne répond toutefois pas à nos besoins en raison de ses lacunes. Tout d'abord, il ne permet pas d'intégrer les variations de l'inégalité des revenus dans le temps. D'après Moffitt et Gottschalk (1995) et Haider (1997), le modèle amélioré suivant constitue une façon simple d'intégrer ces changements :

$$(4) \quad y_{ibt} = p_t \alpha_{ib} + \lambda_t v_{ibt}$$

où p_t et λ_t représentent respectivement les saturations factorielles annuelles des composantes permanente et transitoire des revenus relatifs. Alors, la variance de y_{ibt} devient

$$(5) \quad \text{Var}(y_{ibt}) = p_t^2 \sigma_\alpha^2 + \lambda_t^2 \sigma_v^2.$$

Comme le démontre cette expression, une augmentation de l'une ou l'autre des saturations factorielles accroît la dispersion des revenus courants. Toutefois, la nature de la variation de l'inégalité est fortement tributaire du facteur qui évolue. Une hausse de p_t augmente l'inégalité des revenus à long terme ainsi que des revenus courants. La supériorité relative des travailleurs dont les revenus sont constamment élevés s'accroît, tout comme l'infériorité relative des travailleurs dont les revenus sont constamment faibles. En revanche, si λ_t augmente alors que p_t demeure inchangé, l'inégalité des revenus courants est plus grande en raison d'un accroissement de la volatilité annuelle, mais sans qu'il n'y ait une hausse de la variance de la composante permanente des revenus.

Comme une augmentation de l'une ou l'autre des saturations factorielles accroît la variance de y_{ibt} , les variances ne suffisent pas pour déterminer quelle composante de l'inégalité a changé. Ce

sont plutôt les variations des autocovariances observées qui nous renseignent sur la cause de l'inégalité transversale accrue. Durant une période où p_t augmente, les autocovariances connaissent une croissance similaire à celle des variances. En effet, si p_t s'accroît alors que λ_t demeure inchangé, les autocovariances affichent une hausse supérieure à celle des variances, et les autocorrélations augmentent. En d'autres termes, l'augmentation de l'inégalité transversale est accompagnée d'une diminution de la mobilité. Par contraste, si λ_t augmente alors que p_t demeure inchangé, l'accroissement des variances *n'est pas* accompagné d'une poussée des autocovariances, ce qui se traduit par un recul des autocorrélations. Bien qu'il soit particulièrement évident dans le contexte du modèle de l'équation (4), cet argument peut s'appliquer à des modèles plus complexes. Heuristiquement, une augmentation de p_t maintient l'ordre des personnes dans la répartition des revenus, mais élargit l'écart entre elles, et cet élargissement persiste d'une année à l'autre. Une augmentation de λ_t vient brouiller davantage l'ordre des personnes dans la répartition des revenus annuels, et l'ordre est de nouveau altéré chaque année.

Bien qu'il intègre les variations des composantes permanente et transitoire de l'inégalité des revenus, le modèle de l'équation (4) fait abstraction de plusieurs aspects importants de la dynamique des revenus qui ont été décrits dans les études antérieures. Premièrement, plusieurs études ont démontré qu'il y avait une hétérogénéité permanente des personnes, non seulement dans les niveaux de revenus, mais également dans les taux de croissance.¹⁷ Deuxièmement, certaines perturbations des revenus ont un effet permanent,¹⁸ et certaines des études les plus récentes sur la dynamique des revenus ont modélisé de telles variations des revenus en incorporant une composante de marche aléatoire (MaCurdy, 1982; Abowd et Card, 1989; Moffitt et Gottschalk, 1995). Troisièmement, la plupart des études ont permis de conclure que la composante transitoire est en corrélation sériale. Quatrièmement, les auteurs de plusieurs études ont constaté que la variance de la composante transitoire est une fonction en U de l'âge ou de l'expérience.¹⁹

Afin d'intégrer ces aspects de la dynamique des revenus, nous avons généralisé le modèle de l'équation (4) en l'exprimant comme suit :

$$(6) \quad y_{ibt} = p_t [\alpha_{ib} + \beta_{ib}(t - b - 26) + u_{ibt}] + \varepsilon_{ibt}$$

où

$$(7) \quad u_{ibt} = u_{ib,t-1} + r_{ibt},$$

$$(8) \quad \varepsilon_{ibt} = \rho \varepsilon_{ib,t-1} + \lambda_t v_{ibt},$$

et

¹⁷ Voir Baker (1997) et la bibliographie présentée à la fin de cette étude. On s'attendait à ce que la croissance soit hétérogène, étant donné que l'on peut présumer que les facteurs à l'origine de la croissance des revenus viagers, tels que les investissements dans le capital humain et les mesures visant à accroître l'ardeur au travail, varient d'une personne à l'autre.

¹⁸ Les pertes de revenus subies par les travailleurs déplacés constituent un bon exemple. Voir Jacobson, LaLonde et Sullivan (1993) et Stevens (1997). Farber et Gibbons (1996) ont mis en relief un autre exemple, soit l'incidence sur le salaire de la diffusion de nouveaux renseignements sur la productivité des travailleurs.

¹⁹ Par exemple, voir Gordon (1984).

$$(9) \quad \text{Var}(v_{ibt}) = \gamma_0 + \gamma_1(t - b - 26) + \gamma_2(t - b - 26)^2 .$$

Dans l'équation (6), β_{ib} est l'écart du taux de croissance idiosyncratique du revenu de la personne par rapport au taux de croissance moyen de sa cohorte (qui avait déjà été subsumé dans le terme μ_{bt} de l'équation (1)). Ce taux de croissance personnel β_{ib} est exprimé sous forme d'un coefficient des années depuis l'âge de 26 ans; par conséquent, la variance de la coordonnée à l'origine de la personne α_{ib} est le reflet de la variance de l'ensemble des profils personnels de revenus à 26 ans, et la variance de β_{ib} influe sur l'évolution de la variance de l'ensemble des profils de revenus après 26 ans. Nous exprimerons la variance de β_{ib} sous la forme de σ_{β}^2 et la covariance entre α_{ib} et β_{ib} sous la forme de $\sigma_{\alpha\beta}$. Si, relativement aux investissements dans le capital humain, les travailleurs sont appelés à faire un compromis entre un faible revenu au début de leur carrière et la possibilité de toucher un revenu plus élevé ultérieurement, $\sigma_{\alpha\beta}$ peut être négatif (Mincer, 1974; Lillard et Weiss, 1979; Hause, 1980).

Dans l'équation (7), qui spécifie une composante de marche aléatoire dans la croissance des revenus après l'âge de 26 ans,²⁰ r_{ibt} est un « bruit blanc » avec la variance σ_r^2 . Contrairement à l'innovation transitoire v_{ibt} de l'équation (8), la marche aléatoire r_{ibt} permet un reclassement permanent des travailleurs dans la répartition des revenus. La marche aléatoire se distingue de la croissance hétérogène en cela qu'elle suppose que les variances transversales du log revenu devraient augmenter de façon linéaire durant le cycle de vie, alors que la croissance hétérogène suppose un schéma quadratique. L'équation (8) intègre une corrélation sériale de la composante transitoire au moyen d'un processus autorégressif du premier ordre qui a été généralisé de manière à inclure les saturations factorielles annuelles dans le changement v_{ibt} . Cette spécification suppose que, si l'année t a été caractérisée par des changements exceptionnellement importants dans la composante transitoire du revenu (p. ex. une année de récession), l'impact sur la variance transitoire disparaît graduellement au cours des années subséquentes. De plus, la variance de v_{ibt} peut être une fonction quadratique de l'âge dans l'équation (9).²¹

Bien qu'il structure considérablement la dynamique des revenus, ce modèle généralise de façon significative les modèles antérieurs en permettant l'utilisation de plusieurs sources de non-stationnarité (relativement au temps et à l'étape du cycle de vie). À l'instar des modèles de Moffitt et de Gottschalk (1995) et de Haider (1997), notre modèle va au-delà des modèles antérieurs en intégrant des variations dans le temps des composantes permanente et transitoire de

²⁰ Une telle croissance est subsumée jusqu'à l'âge de 26 ans dans le terme α_{ib} .

²¹ Nous avons réalisé un essai avec une spécification cubique, mais le coefficient estimé du terme cubique était minuscule et statistiquement non significatif. Nous avons également tenté de convertir la spécification AR(1) de l'équation (8) en une spécification ARMA(1,1) (processus autorégressif de moyennes mobiles), mais, compte tenu de la complexité du reste de notre modèle, cela semble trop demander à notre fichier, si riche soit-il. À moins de restreindre d'autres éléments du modèle, l'estimation du modèle avec la spécification ARMA(1,1) ne converge pas. Les restrictions nécessaires à la convergence (p. ex. restreindre les variances transitoires initiales de manière qu'elles soient identiques pour différentes cohortes) ne sont pas attrayantes d'un point de vue économique, et les résultats ne sont pas très logiques.

l'inégalité des revenus. Notre modèle constitue un prolongement de celui de Haider du fait qu'il intègre l'hétéroscédasticité liée à l'âge de la variance transitoire et une marche aléatoire. Par rapport au modèle de prédilection de Moffitt et de Gottschalk, notre modèle introduit les variations selon l'âge dans la variance transitoire et l'hétérogénéité dans les taux de croissance. Comme les auteurs des études antérieures devaient utiliser les données d'enquêtes américaines à échantillons constants (panel) relativement petits, ils n'ont pas pu définir des modèles avec de nombreuses sources de non-stationnarité; par conséquent, ils ont dû choisir arbitrairement les variétés à inclure. Par exemple, ils ne pouvaient pas inclure à la fois une marche aléatoire et une croissance hétérogène. Comme nous utilisons un échantillon de grande taille visant de nombreuses années, nous avons pu établir des modèles plus riches et procéder à une analyse empirique afin de déterminer quelles sources de non-stationnarité ont un impact important sur les revenus. Par conséquent, en plus de fournir des données sur la nature de l'augmentation de l'inégalité des revenus au Canada, notre étude se veut également une réponse à Atkinson, à Bourguignon et à Morrisson (1992), qui ont soutenu qu'il était important de distinguer les modèles concurrents de mobilité des revenus et qu'il convenait de réaliser des tests avec des spécifications alternatives. Ces auteurs ont cependant mentionné que de tels tests étaient rares dans les ouvrages qu'ils ont consultés.

B. Méthodes d'estimation

Tout d'abord, nous avons estimé μ_{bt} dans l'équation (1) à l'aide du log revenu moyen de l'échantillon pour la cohorte b durant l'année t . Nous avons ensuite considéré l'écart du log revenu observé Y_{ibt} par rapport à cette moyenne comme la mesure de y_{ibt} . Cette méthode simple permet de corriger d'une façon moins restrictive les revenus moyens en fonction des effets de l'année, de l'âge et de la cohorte que les régressions préliminaires habituellement utilisées, lesquelles supposent que l'on peut obtenir une bonne approximation des tendances selon l'âge et la cohorte pour une année donnée au moyen d'un polynôme d'ordre moins élevé de l'âge ou de l'expérience.

Pour chacune des 19 cohortes de l'échantillon (les personnes nées en 1924-1925 jusqu'en 1960-1961), nous avons ensuite élaboré la matrice de l'autocovariance de l'échantillon de y_{ibt} . Pour les neuf cohortes observées durant la période visée par l'échantillon, soit 1976-1992, il s'agit de matrices 17×17 ; les matrices des autres cohortes sont de plus petite dimension. (Les matrices de quelques cohortes sont présentées et analysées au début de la section IV.) Puis, nous avons énuméré les éléments distincts de la matrice de l'autocovariance de l'échantillon pour la cohorte b dans un vecteur C_b , qui renferme $153 = (17 \times 18) / 2$ éléments pour chacune des neuf cohortes observées durant l'ensemble de la période visée par l'échantillon et un plus petit nombre d'éléments pour ce qui est des autres cohortes. Aux fins de l'estimation de l'erreur-type, nous avons également créé la matrice des quatrièmes moments de l'échantillon pour chaque cohorte.

Nous avons empilé les 19 vecteurs C_b pour créer le vecteur global C , qui renferme un total de 2 077 moments de l'échantillon. Le modèle de la dynamique des revenus décrit ci-dessus est rajusté en fonction de ces données. Nous avons estimé les paramètres du modèle au moyen de la formule généralisée d'estimation par la méthode des moments, c'est-à-dire en minimisant la distance entre les moments de l'échantillon observé dans C et les moments correspondants de la population qui sont implicites dans notre modèle.

Nous avons notamment exprimé la population analogue à C sous la forme C^* et les restrictions du modèle relatives aux moments sous la forme $C^* = f(\theta)$, où θ est le vecteur renfermant tous les paramètres du modèle. Par exemple, notre modèle des équations (6)-(9) suppose qu'un élément de C^* , la variance de y_{ibt} en 1986 pour la cohorte 1950-1951 est

$$(10) \quad \text{Var}(y_{i,1950/51,1986}) = p_{1986}^2 (\sigma_\alpha^2 + 100\sigma_\beta^2 + 20\sigma_{\alpha\beta} + 10\sigma_r^2) + \rho^2 \text{Var}(\varepsilon_{i,1950/51,1985}) \\ + \lambda_{1986}^2 (\gamma_0 + 10\gamma_1 + 100\gamma_2)$$

où 10 et ses multiples sont présents du fait que nous considérons que les membres de cette cohorte avaient 10 ans de plus que 26 ans en 1986.

Si laide soit cette expression, son utilisation nous permet d'atteindre au moins deux objectifs. Premièrement, sa complexité explique pourquoi nous ne l'utilisons pas plus souvent! Deuxièmement, la dépendance de la variance globale de 1986 de la cohorte à l'égard de sa variance transitoire de 1985 démontre que le processus autorégressif de l'équation (8) se traduit par une structure récursive dans les moments. Si l'on analyse la récursivité jusqu'à la première année de la période visée par la cohorte (en l'occurrence 1976), cela nous amène à nous demander quelle était la variance transitoire de la cohorte cette année-là. Dans les études antérieures sur la dynamique des revenus, les chercheurs avaient l'habitude de restreindre la variance transitoire initiale de manière qu'elle soit la même pour des personnes dont l'âge varie. Dans notre modèle enrichi, qui reconnaît que la volatilité des revenus varie d'une cohorte à l'autre du fait que les personnes ne sont pas au même stade du cycle de vie et ont vécu à des époques différentes, cette restriction est insoutenable. Par conséquent, nous avons considéré les variances transitoires initiales des 19 cohortes comme étant 19 paramètres supplémentaires devant être estimés.

Une fois que $C^* = f(\theta)$ est spécifié, la formule généralisée d'estimation par la méthode des moments nous amène à choisir $\hat{\theta}$ pour minimiser une fonction de distance

$$(11) \quad D = [C - f(\hat{\theta})]'W[C - f(\hat{\theta})]$$

où W est une matrice de pondération positive finie. Le choix asymptotiquement optimal de W est l'inverse d'une matrice qui estime de façon convergente la matrice de covariance de C . Cependant, comme l'ont expliqué Altonji et Segal (1996) ainsi que Clark (1996), cette approche peut biaiser considérablement les estimations de θ dans les échantillons de taille finie. Nous avons donc procédé comme la plupart des auteurs des études les plus récentes et utilisé la matrice d'identité comme matrice de pondération. Cette approche, souvent désignée sous l'expression de « estimation équi pondérée de la distance minimale », consiste tout simplement à recourir aux moindres carrés non linéaires pour rajuster $f(\hat{\theta})$ en fonction de C . Enfin, nous avons utilisé des méthodes normalisées pour estimer la matrice de covariance de $\hat{\theta}$ en nous fondant sur les quatrième moments de l'échantillon.²²

²² Voir Chamberlain (1984) pour une analyse générale de l'estimation et de l'inférence généralisées au moyen de la méthode des moments, ainsi que l'annexe de l'étude d'Abowd et de Card (1989) pour voir comment cette méthode peut être utilisée de façon approfondie avec les modèles de la dynamique des revenus.

IV. Résultats

Au lieu d'ensevelir le lecteur sous les 2 077 moments de l'échantillon, nous avons présenté aux tableaux 3 et 4 les matrices d'autocovariance de l'échantillon uniquement pour les cohortes 1926-1927, 1942-1943 et 1958-1959. Dans le cas de ces trois cohortes (de même que des 16 autres cohortes non indiquées), les autocorrélations dont font état les triangles placés dans le coin supérieur droit des matrices sont similaires à celles présentées dans les études américaines reposant sur la Panel Study of Income Dynamics. Tout comme Baker (1997) et Haider (1997), nous sommes arrivés à des autocorrélations d'environ 0,8 au premier ordre; dans les ordres subséquents, les autocorrélations diminuent progressivement.²³

Comme ces trois cohortes n'étaient pas au même stade du cycle de vie durant la période visée par l'échantillon (1976-1992), elles font ressortir des tendances importantes qui sont liées au cycle de vie, de même que des tendances saillantes et des fluctuations cycliques en matière de dynamique des revenus. La cohorte 1958-1959, qui est composée de personnes au milieu de la vingtaine dans les premières années visées par l'échantillon, se distingue d'abord par de très grandes variances (sur la principale diagonale), qui diminuent par la suite à mesure que la cohorte progresse dans son cheminement professionnel. Les autocorrélations plus faibles affichées par cette cohorte plus jeune laissent entendre que les variances plus élevées sont attribuables, du moins en partie, à une forte variation *transitoire*. À l'autre extrémité du cycle de vie, la cohorte 1926-1927 dénote une augmentation des variances à l'approche de la retraite, soit durant les dernières années visées par l'échantillon. À la lumière de ces tendances manifestes, il serait important d'inclure les paramètres qui varient en fonction de l'âge dans les modèles économétriques de la dynamique du revenu.

L'impact de l'année, qui est apparent dans ces matrices, fait écho aux tendances que nous avons analysées relativement au tableau 2 et aux figures 1 et 3. Les variances de l'échantillon ont fait un bond spectaculaire lors de la récession de 1982; elles ont ensuite légèrement diminué à la fin des années 1980 pour atteindre de nouveaux sommets durant la récession du début des années 1990. Les triangles du coin supérieur droit des matrices font ressortir une autre tendance qui n'est pas apparente dans les figures et les tableaux précédents : aucune tendance séculaire ne ressort clairement des autocorrélations. Comme nous l'avons expliqué à la section III, il suffirait d'une augmentation de la composante transitoire de la variance pour que les autocorrélations diminuent et d'un accroissement de la composante permanente pour qu'elles affichent une hausse. L'absence de tendance forte dans les autocorrélations laisse entendre que la tendance à l'augmentation de l'inégalité des revenus découle d'un accroissement des *deux* composantes.

Pour analyser ces tendances d'une façon plus structurée, nous avons estimé le modèle de la dynamique des revenus présenté à la section III au moyen de la formule d'estimation généralisée par la méthode des moments. Les estimations obtenues figurent au tableau 5. Dans les deux premières colonnes, nous retrouvons les estimations des paramètres ainsi que les estimations de l'erreur-type pour le modèle décrit dans les équations (6)-(9). Il ne faut pas oublier que ce

²³ Nous avons également calculé les matrices d'autocovariance de l'échantillon pour la première différence de y_{ibt} . Ces matrices font état d'autocorrélations très similaires à celles présentées dans Abowd et Card (1989) et Baker (1997).

modèle intègre une composante permanente constituée de termes saisissant l'hétérogénéité des personnes dans le profil âge/revenu et une marche aléatoire, ainsi qu'une composante transitoire issue d'un processus AR(1) assorti de changements hétéroscédastiques basés sur l'âge. En outre, la variance de chaque composante évolue dans le temps en raison d'une saturation factorielle annuelle distincte.

Les estimations de σ_α^2 et de σ_β^2 dans les deux premières lignes expriment l'hétérogénéité de la coordonnée à l'origine et de la pente du profil âge/revenu. En général, elles sont plus faibles que les estimations présentées dans les études sur les Américains de sexe masculin. Par exemple, notre estimation de l'écart-type dans les taux de croissance des revenus, $\hat{\sigma}_\beta = \sqrt{0.000090} = 0.0095$, représente un peu moins de la moitié des estimations les plus comparables fournies par Baker (1997) et Haider (1997). Ces dernières ne permettaient toutefois pas une marche aléatoire, l'hétéroscédasticité par âge dans les changements transitoires, ni des différences entre les cohortes dans les variances transitoires initiales; par conséquent, l'ensemble de la structure par âge de la dispersion des revenus est forcément incorporée dans l'hétérogénéité de la croissance de leurs modèles. Notre estimation de σ_r^2 à la quatrième ligne, qui est positive de façon significative, révèle que la marche aléatoire joue également un rôle et, comme nous le verrons ci-après, nos résultats indiquent eux aussi une grande hétéroscédasticité liée à l'âge dans la composante transitoire.

Quoi qu'il en soit, même notre estimation plus faible de σ_β est significative sur le plan statistique et sur le fond. Cela suppose qu'un travailleur affichant un taux de croissance excédant la moyenne d'un écart-type aura un revenu supérieur à la moyenne de 10 % après 10 ans. Comme dans plusieurs études antérieures (Lillard et Weiss, 1979; Hause, 1980; Baker, 1997; Haider, 1997), notre estimation de $\sigma_{\alpha\beta}$ à la troisième ligne est négative de façon significative, ce qui dénote un compromis entre un faible revenu au début de la carrière et la croissance du revenu au cours des années subséquentes.²⁴

Dans les 17 lignes suivantes, nous avons présenté les saturations factorielles annuelles de la composante permanente. Aux fins de l'identification, le paramètre pour 1976 est normalisé de manière à être égal à 1. Les saturations factorielles estimées excèdent légèrement 1 durant les années qui suivent immédiatement 1976 et augmentent fortement avec la récession de 1982. Nous avons constaté une diminution progressive qui coïncide avec l'expansion de la fin des années 1980 ainsi qu'une autre hausse marquée pendant la récession du début des années 1990. La contracyclité des saturations factorielles estimées va dans le sens des études américaines démontrant que les heures de travail annuelles des travailleurs à faible revenu sont particulièrement sensibles au cycle économique (Solon, Barsky et Parker, 1994). La tendance séculaire à la hausse dans les saturations factorielles estimées, annoncées par les tendances inhérentes aux matrices d'autocovariance empiriques présentées aux tableaux 3 et 4, laissent entendre que la composante permanente joue un rôle important dans l'augmentation de

²⁴ Nous avons tenté d'estimer un modèle plus complexe en ayant recours à l'hétérogénéité de la croissance quadratique, par opposition à linéaire. La variance estimée du coefficient de l'âge mis au carré s'avère *négatif* de façon non significative, et les estimations des autres paramètres changent à peine.

l'inégalité des revenus durant la période. Même si, d'après les études antérieures, le rendement des études n'a pas augmenté de façon appréciable au Canada durant cette période, le rendement des caractéristiques permanentes des travailleurs s'est accru en général. Cette constatation concorde avec celle de Morissette et de Bérubé (1996), notamment quant à la hausse de la dispersion des revenus étalée sur 10 ans de 1975-1984 à 1984-1993.

Dans la section suivante du tableau, nous avons présenté les paramètres estimés pour la composante transitoire. Mentionnons tout d'abord les estimations des « variances initiales », qui témoignent de l'accumulation du processus transitoire jusqu'au début de la période visée par l'échantillon pour chaque cohorte. Comme le démontre le tableau 1, l'âge diminue monotoniquement pour les cohortes 1924-1925 à 1950-1951 la première année (1976). Les variances initiales estimées à l'égard de ces cohortes peuvent être exprimées par une courbe qui ressemble vaguement à un U malgré les pointes correspondant à certaines cohortes intermédiaires. À la lumière des variances initiales estimées pour les cohortes 1950-1951 à 1960-1961, nous pouvons voir comment l'accumulation du processus transitoire a changé pour les personnes âgées de 26 ans durant la période. Il est clair que la dispersion a augmenté, les estimations des variances ayant plus que doublé de 1976 (cohorte 1950-1951) à 1986 (cohorte 1960-1961).

La section suivante renferme les estimations du paramètre autorégressif ρ et les paramètres de l'équation quadratique de l'âge pour la variance des changements au processus transitoire. Notre $\hat{\rho} = 0,533$ est très similaire aux estimations de Baker et de Haider les plus comparables. Les paramètres estimés de l'équation quadratique de l'âge sont hautement significatifs et évoquent un profil en U. Il ressort plus clairement à la figure 4, où nous avons représenté l'équation quadratique pour les âges observables de notre échantillon. Au départ, la variance des changements diminue, reculant de plus de 50 % du milieu de la vingtaine au début de la quarantaine. Comme nous l'avons laissé entendre ci-dessus, la variance se stabilise au mi-temps de l'âge. Enfin, elle augmente à la cinquantaine, sans toutefois atteindre les niveaux observés au début de la répartition par âge. Cette tendance concorde avec d'autres constatations présentées dans les études (Gordon, 1984) et fait ressortir l'importance de l'influence systématique de l'âge sur les changements transitoires des revenus.

Le dernier segment du tableau englobe les saturations factorielles annuelles qui ont été estimées à l'égard des changements transitoires. Nous devons normaliser le paramètre de 1977 de manière qu'il soit égal à 1, étant donné que la variance de cette composante en 1976 n'est pas restreinte aux fins de l'identification des variances initiales des cohortes. Comme il fallait s'y attendre, les saturations factorielles de la composante transitoire affichent une plus grande variation cyclique que les saturations factorielles de la composante permanente, ayant connu une croissance plus spectaculaire lors de la récession de 1982.²⁵ Viennent ensuite la reprise qui succède à la récession, un profil assez plat durant l'expansion de la fin des années 1980 et enfin une autre hausse marquée lors de la récession du début des années 1990.

Il ne suffit pas de tracer les séries chronologiques de p_t et de λ_t pour présenter une caractérisation complète des contributions relatives des composantes permanente et transitoire à

²⁵ Haider (1997) mentionne un résultat similaire pour les États-Unis.

l'accroissement de l'inégalité des revenus. Le rôle relatif des deux composantes est tributaire non seulement de ces deux saturations factorielles, mais également de l'ampleur relative des facteurs qu'elles saturent, des variances transitoires initiales et du paramètre autorégressif. Par conséquent, à la figure 5, nous avons utilisé nos estimations de l'ensemble des paramètres afin de décomposer la variance prévue du log revenu du modèle que nous avons estimé en composantes permanente et transitoire, en laissant l'âge constant afin de le soustraire aux considérations relatives au cycle de vie. Nous avons procédé à la décomposition pour les hommes âgés de 40 ans, soit l'âge qui correspond sensiblement au point milieu des âges observables de notre échantillon; nous avons ainsi pu connaître les antécédents de personnes qui devraient être à mi-chemin dans leur carrière professionnelle.²⁶ D'une année à l'autre, les saturations factorielles des deux composantes changent, tout comme la variance initiale que nous avons utilisée pour calculer la variance transitoire jusqu'à l'âge de 40 ans.²⁷

En ce qui a trait à la figure 5, il faut d'abord mentionner l'augmentation de la variance totale, qui, dans une large mesure, s'est effectuée par étapes, lesquelles correspondent aux récessions survenues durant la période visée par l'échantillon. Bien entendu, cela fait écho à la tendance observée précédemment à la figure 1 (de même que dans les études canadiennes antérieures reposant sur l'Enquête sur les finances des consommateurs). La figure 5 se distingue par la décomposition de la variance totale en composantes permanente et transitoire. Dans les premières années de la période visée par l'échantillon, la composante permanente représente environ 70 % de l'inégalité des revenus annuels. L'évolution chronologique des deux composantes est remarquablement similaire. Chaque composante augmente considérablement avec le début de la récession en 1982; durant la reprise, se stabilise à un niveau plus élevé que celui précédant la récession; rebondit pour atteindre de nouveaux sommets lors de la récession du début des années 1990. Étant donné que les augmentations des composantes transitoire et permanente ont une ampleur similaire en termes absolus, la proportion représentée par la composante permanente a légèrement diminué vers la fin de la période visée par l'échantillon par rapport aux premières années.

Afin de vérifier notre interprétation de la figure 5, nous avons estimé, à l'aide des moindres carrés, les régressions en série chronologique des composantes permanente et transitoire en fonction d'une tendance chronologique linéaire et du taux de chômage. Dans le cas de la série de la composante permanente, le coefficient estimé de la tendance chronologique s'élève à 0,0035 (erreur-type estimée de 0,0004) et le coefficient estimé du taux de chômage, à 0,0069 (0,0014). Les estimations correspondantes des coefficients pour la série de la composante transitoire sont de 0,0025 (0,0006) et de 0,0078 (0,0019). Ces résultats corroborent notre impression, soit que les deux séries font état de mouvements cycliques similaires et contribuent sensiblement dans les mêmes proportions à la tendance à l'accroissement de l'inégalité des revenus annuels.

²⁶ Nous avons également procédé à la décomposition pour les personnes âgées de 32 et de 50 ans. D'un point de vue qualitatif, les résultats pour les personnes âgées de 50 ans sont très similaires à ceux qui se rapportent aux personnes de 40 ans. Dans le cas des personnes de 32 ans, les résultats attribuent une part un peu plus grande de la croissance de l'inégalité des revenus à la composante transitoire.

²⁷ En fait, la variance initiale change tous les deux ans, ce qui correspond aux estimations de la cohorte présentées au tableau 5. Par exemple, la variance initiale de la cohorte 1936-1937 nous fournit une estimation directe de la variance de la composante transitoire pour les hommes âgés de 40 ans en 1976. Pour 1978, nous avons utilisé la variance initiale de la cohorte 1938-1939, dont les membres étaient âgés de 40 ans cette année-là.

Les résultats que nous avons analysés jusqu'à maintenant reposent sur une estimation équipondérée de la distance minimale (EEDM) du modèle des équations (6)-(9). Les EEDM sont convergentes (en supposant que la spécification du modèle est appropriée), mais ne sont pas asymptotiquement efficaces. La perte d'efficacité est en partie attribuable au fait que les divers moments de l'échantillon sont assujettis à différentes variances; cela s'explique en partie du fait que les moments de l'échantillon relatifs à différentes cohortes sont basés sur différentes tailles d'échantillon. En fait, l'estimateur de la distance minimale avec équipondération utilise efficacement les moindres carrés non linéaires (par opposition aux moindres carrés non linéaires généralisés) malgré l'hétéroscédasticité des moments de l'échantillon. Cependant, comme nous l'avons vu à la section III, l'estimateur asymptotiquement optimal faisant appel à la méthode généralisée des moments, qui utiliserait les moindres carrés généralisés non linéaires réalisables, peut être exposé à un grave biais dû à la taille finie de l'échantillon. Une solution qui s'avère attrayante au plan intuitif consiste à remplacer la matrice de pondération de l'identité utilisée par l'EEDM par une matrice de pondération exogène qui pondère les moments de l'échantillon en fonction de la taille de celui-ci.

Les résultats de cette estimation pondérée sont présentés dans les troisième et quatrième colonnes du tableau 5. Une comparaison des erreurs-types estimées à l'égard des estimations pondérées avec celles des EEDM démontre que l'estimation pondérée *n'arrive pas* à produire des estimations plus précises. Cependant, après mûre réflexion, nous pourrions conclure que cela n'est pas étonnant. La pondération a entre autres pour effet de faire une plus grande place aux panels de revenus constitués de personnes plus jeunes et couvrant une plus courte période, notamment des cohortes 1952-1953 à 1960-1961, comme le démontre la comparaison des tailles de l'échantillon au tableau 1. Bien qu'ils aient vraisemblablement été estimés avec davantage de précision, les moments de ces panels renferment également moins de renseignements sur certains aspects de la dynamique des revenus. Notamment, lorsque l'on analyse la répartition des revenus des panels constitués de personnes plus jeunes et couvrant une plus courte période, il devrait être plus difficile de distinguer ce qui est permanent de ce qui est transitoire mais en corrélation sériale. De même, les panels couvrant une période plus courte nous informent moins quant au profil du cycle de vie en U des variances transitoires des revenus.

Quoi qu'il en soit, si les estimations des paramètres de la troisième colonne diffèrent de celles de la première colonne, la différence n'est pas énorme. Afin de donner une meilleure idée de l'importance fondamentale des différences, nous avons représenté les estimations des composantes permanente et transitoire des variances à partir des estimations pondérées des paramètres à la figure 6. Les séries des composantes permanente et transitoire de la figure 6 semblent plus volatiles que les séries correspondantes de la figure 5, probablement parce qu'elles sont estimées avec moins de précision. Néanmoins, la figure 6 nous amène à tirer sensiblement la même conclusion : la composante permanente représente environ les deux tiers de la variance totale; les deux composantes affichent une augmentation similaire en période de récession; elles contribuent sensiblement de la même façon à la croissance séculaire de l'inégalité des revenus.

La pondération ne nous amène pas à modifier considérablement nos conclusions. Cependant, une autre question nous vient naturellement à l'esprit : dans quelle mesure l'hypothèse des tendances chronologiques est-elle sensible à la spécification du modèle de la dynamique des revenus?²⁸ Par

²⁸ Comme nous l'avons mentionné précédemment, l'estimation des paramètres liée à l'évolution des revenus

exemple, est-il nécessaire d'estimer un modèle aussi complexe que le nôtre ou, en d'autres termes, pourrions-nous arriver à la même conclusion à l'aide d'un modèle plus simple? En réponse à cette question, nous croyons que la spécification du modèle peut influencer quelque peu sur certains résultats. À des fins d'illustration, mentionnons que les deux dernières colonnes du tableau 5 renferment des estimations équipondérées de la distance minimale d'un modèle plus restrictif qui fait abstraction de l'hétérogénéité de la croissance et de l'hétéroscédasticité liée à l'âge dans le changement transitoire. Ce modèle est statistiquement indéfendable à la lumière de nos données, car, comme le démontrent les premières colonnes du tableau, les estimations des paramètres éliminés sont fortement significatifs. La statistique de Wald aux fins de la vérification de l'hypothèse nulle dépendante de plusieurs variables, qui veut que σ_{β}^2 , $\sigma_{\alpha\beta}$, γ_1 et γ_2 équivalent à zéro est 243,9, avec une valeur-p de zéro à au moins cinq décimales. Quoi qu'il en soit, le modèle plus simple mérite d'être étudié, car ses restrictions ont été imposées dans plusieurs études antérieures. Par exemple, le modèle de prédilection de Moffitt et de Gottschalk (1995) fait abstraction de l'hétérogénéité de la croissance et de l'hétéroscédasticité liée à l'âge de la composante transitoire; nous aimerions savoir si ces restrictions sont inoffensives aux fins de la détermination des tendances de l'inégalité des revenus.

Lorsque nous comparons la cinquième et la première colonnes, nous constatons que certaines estimations des paramètres changent très peu alors que d'autres varient considérablement. Pour savoir dans quelle mesure les changements sont importants, nous avons représenté à la figure 7 la décomposition en composantes permanente et transitoire reposant sur les estimations du modèle avec restrictions. Dans la nouvelle figure, la composante permanente correspond à un peu moins des deux tiers de la variance totale au début de la période visée par l'échantillon. Contrairement aux figures précédentes, la figure 7 révèle que la composante transitoire a augmenté davantage que la composante permanente, de sorte qu'elles étaient équivalentes à la fin de la période visée par l'échantillon. Ici encore, nous avons vérifié notre interprétation à l'œil à l'aide d'une analyse de régression. Ainsi, lorsque nous appliquons les moindres carrés aux régressions des nouvelles séries des composantes permanente et transitoire en fonction du temps et du taux de chômage, le coefficient estimé de la tendance chronologique s'élève à 0,0024 (0,0005) dans le cas de la composante permanente et à 0,0051 (0,0004) pour la composante transitoire. Donc, si les estimations du modèle plus général indiquent que les augmentations des composantes permanente et transitoire ont contribué presque dans la même proportion à la croissance de l'inégalité des revenus, le modèle plus simple, qui impose des restrictions apparemment fausses, attribue la majeure partie de la croissance de l'inégalité à la composante transitoire.

En résumé, l'ensemble des estimations révèlent que les composantes permanente et transitoire de la variation des revenus ont contribué à la croissance de l'inégalité des revenus au Canada durant la période 1976-1992; d'après notre modèle de prédilection, l'apport de chaque composante est similaire. Comment cette constatation se compare-t-elle aux résultats relatifs à l'inégalité des revenus aux États-Unis? La comparaison s'avère ardue en raison des différences inhérentes aux données et à la spécification du modèle. Cependant, fait intéressant à souligner, la plupart des études américaines comparables -- Moffitt and Gottschalk (1995) et Haider (1997) -- concluent également que la croissance de l'inégalité des revenus est imputable sensiblement dans les

durant le cycle de vie (p. ex. σ_{α}^2 , σ_{β}^2 et $\sigma_{\alpha\beta}$) est influencée par les sources de non-stationnarité qui sont incluses dans la spécification du modèle.

mêmes proportions à l'augmentation des composantes permanente et transitoire de la variation des revenus. C'est probablement au niveau des tendances du milieu des années 1980 que la différence entre les résultats relatifs aux deux pays est la plus marquée. Haider a estimé une forte augmentation de la composante permanente à partir de 1984, malgré la reprise qui a suivi la récession de 1982. Cela concorde avec la hausse considérable du rendement des études durant cette période, qui a été décrite dans de nombreuses études américaines. Comme nous l'avons mentionné dans l'introduction, plusieurs études ont laissé entendre que le Canada a enregistré une progression moins spectaculaire du rendement des études, ce qui est confirmé par les figures 5-7, qui ne font état d'aucune augmentation de la composante permanente à la fin des années 1980. Toutefois, pour l'ensemble de la période visée par l'échantillon, nous avons observé des hausses du rendement de certaines caractéristiques du revenu permanent des personnes. Quoiqu'il en soit, au début des années 1990, la situation des deux pays était similaire, l'inégalité des revenus annuels ayant atteint de nouveaux sommets en raison de l'accroissement considérable de la dispersion des revenus permanents et de l'instabilité des revenus.

V. Conclusions

En utilisant un fichier exceptionnel constitué à partir des dossiers fiscaux longitudinaux, nous avons vérifié si l'inégalité des revenus s'était fortement accrue au Canada durant la période visée par l'échantillon, soit 1976-1992, et nous avons décomposé la croissance de l'inégalité en composantes permanente et transitoire. À l'instar des auteurs de certaines études américaines mentionnées dans l'introduction, nous avons constaté que les deux composantes ont augmenté sensiblement dans les mêmes proportions. Donc, la croissance de l'inégalité des revenus au Canada est synonyme d'accroissement de l'inégalité à long terme et de l'instabilité des revenus.

Les causes de l'augmentation de l'inégalité à long terme et de l'instabilité constituent un sujet important en vue de la poursuite de la recherche. Dans les études américaines, on s'attendait à un accroissement de l'inégalité permanente du fait que le rendement des études a beaucoup augmenté aux États-Unis. Cette augmentation a été décrite en détail et, dans une large mesure, a été imputée à un changement technologique qui privilégie une compétence, qui s'est traduit par une hausse de la demande de main-d'œuvre scolarisée.²⁹ Toutefois, au Canada, le rendement des études n'a guère augmenté; par conséquent, il était moins évident que la croissance de l'inégalité des revenus annuels était le reflet d'une progression de l'inégalité à long terme. Maintenant que nous savons que c'est effectivement le cas, il est naturel de se demander pourquoi l'inégalité à long terme s'est accrue au Canada alors que le rendement des études n'a pas augmenté. Freeman et Needels (1993) ont supposé que, au Canada, l'impact sur les salaires de l'accroissement de la demande relative de main-d'œuvre scolarisée a été annulé par une hausse spectaculaire de l'offre de main-d'œuvre ayant un diplôme d'études postsecondaires. Par contre, si l'offre d'autres compétences (p. ex. l'intelligence) n'a pas connu une augmentation similaire, le changement technologique privilégiant une compétence pourrait quand même rendre ces compétences plus avantageuses. C'est peut-être pour cette raison que la composante permanente de l'inégalité des revenus a augmenté au Canada même si le rendement des études n'a guère varié.

²⁹ DiNardo, Fortin et Lemieux (1996) ont cependant souligné que les changements relatifs à la syndicalisation et au salaire minimum ont également contribué à la croissance de l'inégalité salariale.

L'accroissement de l'instabilité des revenus est encore plus troublant, aux États-Unis comme au Canada. Si le rendement accru des études a été abondamment analysé aux États-Unis, les chercheurs américains commencent à peine à s'intéresser aux causes de l'augmentation de la volatilité des revenus. Gottschalk et Moffitt (1994), ainsi que leurs collaborateurs, ont étudié divers facteurs pouvant expliquer l'accroissement de l'instabilité des revenus aux États-Unis; cependant, ils n'ont pas trouvé d'explication définitive à la variance transitoire accrue. Par exemple, ils se sont demandé si la forte baisse de la syndicalisation aux États-Unis a joué un rôle important, tout en précisant que ce facteur ne pourrait constituer qu'une petite partie de la réponse. Au Canada, la désyndicalisation constitue une explication encore moins prometteuse, car le taux de syndicalisation a moins diminué que chez notre voisin du Sud (Riddell, 1993).

D'autre part, il se pourrait que la plus grande instabilité des revenus soit attribuable à une diminution de la stabilité d'emploi. Cependant, les résultats des études américaines ne font pas ressortir une tendance nette en ce sens.³⁰ De même, les deux études canadiennes que nous connaissons -- Heisz (1996) et Green et Riddell (1997) -- n'ont pas fait état d'une tendance générale vers une durée d'emploi plus courte, mais ont plutôt démontré que les emplois de très courte durée *et* les emplois de très longue durée sont plus répandus. L'hypothèse voulant que la polarisation de la répartition des durées d'emploi puisse contribuer dans une large mesure à l'instabilité accrue des revenus au Canada mérite vraisemblablement d'être étudiée.³¹

Un autre facteur pouvant être envisagé semble avoir été négligé dans les études réalisées jusqu'à maintenant : les modifications fiscales qui ont eu un impact sur les incitations au nivellement du revenu.³² Comme l'ont expliqué en détail Shoven et Whalley (1992), le Canada et les États-Unis ont adopté une série complexe de modifications fiscales dans les années 1980. Bien que certaines de ces modifications (par exemple, l'aplatissement des taux marginaux d'imposition) puissent avoir augmenté la volatilité des revenus en réduisant les incitations au nivellement du revenu, d'autres (telles que l'élimination de l'étalement du revenu au Canada) vont dans le sens contraire. Tout comme dans le cas des variations de la répartition des durées d'emploi, l'impact sur l'instabilité des revenus n'est pas évident au premier coup d'œil, mais mérite vraisemblablement d'être étudié davantage.

En substance, le présent article visait à mieux connaître les causes de la croissance de l'inégalité des revenus au Canada (et à poser d'autres questions sur ce sujet). Toutefois, ce faisant, nous avons également tenté de modéliser la dynamique des revenus dans une perspective économétrique. Grâce à la grande taille de l'échantillon, nous avons pu estimer des modèles plus généraux que ceux pouvant être identifiés dans les études antérieures sur la mobilité des revenus.

³⁰ Voir Jaeger et Stevens (1998) et la bibliographie de cet ouvrage.

³¹ Voici une autre question empirique en rapport à cette question : l'instabilité accrue des revenus annuels découle-t-elle d'une augmentation de l'instabilité des heures de travail annuelles ou des salaires horaires. Malheureusement, notre fichier de données ne permet pas une décomposition des revenus annuels en heures de travail et en salaires. Toutefois, cette question pourrait (et devrait) être analysée dans le contexte américain, à l'aide des données de la Panel Study of Income Dynamics.

³² Nous tenons à remercier Joel Slemrod d'avoir évoqué cette possibilité, ainsi que Jack Mintz, qui a bien voulu en discuter avec nous.

Par exemple, les auteurs de plusieurs études récentes ont modélisé l'étalement en éventail de la répartition des revenus d'une cohorte durant le cycle de vie avec la croissance hétérogène des revenus *ou* une marche aléatoire. Cependant, ils n'ont pas pu réunir ces deux composantes dans le même modèle en raison de la taille restreinte de l'échantillon. Nous avons quant à nous réussi à estimer les paramètres de ces deux aspects des revenus, et nous avons constaté qu'ils étaient tous deux significatifs. Voilà qui est rassurant, car, d'un point de vue économique, il y a lieu de croire que les deux aspects sont présents. Par exemple, les différences permanentes entre les personnes au chapitre de l'intensité de leurs investissements dans le capital humain *devraient* se traduire par une croissance hétérogène des revenus.³³ Les pertes d'emploi et d'autres perturbations qui modifient en permanence les revenus *devraient* donner une marche aléatoire aux revenus. De plus, nous avons constaté que la volatilité des changements transitoires des revenus varie de façon significative selon le stade du cycle de vie. Lorsqu'ils spécifient des modèles qui excluent arbitrairement certains de ces facteurs, les chercheurs courent le risque d'attribuer à tort une partie de la non-stationnarité apparente dans les données sur les revenus uniquement aux sources de non-stationnarité présentes dans leurs modèles.

³³ Il est donc surprenant que l'étude influente d'Abowd et de Card (1989) fasse état de l'absence de composante personnelle permanente de la variance dans le taux de croissance des revenus ou des heures de travail. Comme Baker (1997) l'a expliqué, Abowd et Card auraient dû déceler l'hétérogénéité de la croissance des revenus comme leurs échantillons étaient petits et qu'ils voient uniquement les données en différences premières.

Tableau 1 : Cohortes incluses dans l'échantillon de travail

Année de naissance	Taille de l'échantillon	Années observées	Âge la première année
1924-1925	1 219	1976-1982	52
1926-1927	1 272	1976-1984	50
1928-1929	1 170	1976-1986	48
1930-1931	1 054	1976-1988	46
1932-1933	1 013	1976-1990	44
1934-1935	877	1976-1992	42
1936-1937	1 052	1976-1992	40
1938-1939	1 275	1976-1992	38
1940-1941	1 364	1976-1992	36
1942-1943	1 547	1976-1992	34
1944-1945	1 662	1976-1992	32
1946-1947	2 034	1976-1992	30
1948-1949	1 918	1976-1992	28
1950-1951	1 870	1976-1992	26
1952-1953	2 129	1978-1992	26
1954-1955	2 326	1980-1992	26
1956-1957	2 500	1982-1992	26
1958-1959	2 774	1984-1992	26
1960-1961	3 049	1986-1992	26
Total	32 105		

Note : Source - formules T4 supplémentaires de Revenu Canada. L'âge correspond à l'âge le plus avancé de chaque cohorte de deux ans.

Tableau 2 : Variance du log revenu dans divers échantillons

Année	Âges de l'échantillon d'analyse	Échantillon d'analyse		Personnes qui ont un revenu positif et dont l'âge correspond aux âges de l'échantillon d'analyse		Personnes âgées de 25 à 58 ans ayant un revenu positif	
		N	Var(γ)	N	Var(γ)	N	Var(γ)
1976	25-52	19 327	0,270	36 789	0,597	41 654	0,601
1977	26-53	19 327	0,268	36 235	0,614	42 190	0,630
1978	25-54	21 456	0,290	39 539	0,629	42 808	0,630
1979	26-55	21 456	0,254	39 592	0,603	44 117	0,616
1980	25-56	23 782	0,291	43 484	0,644	45 051	0,646
1981	26-57	23 782	0,285	43 332	0,647	46 211	0,658
1982	25-58	26 282	0,382	46 325	0,745	46 325	0,745
1983	26-57	25 063	0,391	44 006	0,772	46 899	0,791
1984	25-58	27 837	0,407	47 855	0,798	47 855	0,798
1985	26-57	26 565	0,370	46 119	0,777	49 195	0,790
1986	25-58	29 614	0,407	50 286	0,790	50 286	0,790
1987	26-57	28 444	0,363	48 599	0,766	51 576	0,781
1988	27-58	28 444	0,348	48 611	0,765	53 080	0,784
1989	28-57	27 390	0,336	47 037	0,765	54 577	0,785
1990	29-58	27 390	0,353	46 489	0,768	55 231	0,790
1991	30-57	26 377	0,412	43 618	0,815	54 720	0,857
1992	31-58	26 377	0,457	42 231	0,846	54 038	0,889

Note : Source - formules T4 supplémentaires de Revenu Canada.

Tableau 3 : Autocovariances, C_b , des résidus du log revenu des cohortes 1926-1927 et 1958-1959

Cohorte 1926-1927									
	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
1976	0,287 (0,023)	0,827	0,740	0,693	0,642	0,642	0,584	0,559	0,520
1977	0,231 (0,016)	0,272 (0,019)	0,813	0,747	0,695	0,689	0,641	0,598	0,566
1978	0,221 (0,017)	0,237 (0,016)	0,312 (0,024)	0,803	0,720	0,692	0,673	0,637	0,594
1979	0,198 (0,014)	0,207 (0,014)	0,239 (0,017)	0,284 (0,021)	0,839	0,782	0,726	0,689	0,630
1980	0,197 (0,013)	0,208 (0,013)	0,231 (0,016)	0,257 (0,021)	0,330 (0,030)	0,833	0,760	0,698	0,643
1981	0,202 (0,013)	0,211 (0,014)	0,227 (0,016)	0,245 (0,020)	0,281 (0,025)	0,346 (0,028)	0,804	0,732	0,659
1982	0,209 (0,016)	0,223 (0,016)	0,251 (0,020)	0,258 (0,022)	0,292 (0,027)	0,316 (0,026)	0,446 (0,035)	0,806	0,723
1983	0,218 (0,018)	0,227 (0,016)	0,259 (0,022)	0,267 (0,023)	0,292 (0,028)	0,313 (0,027)	0,392 (0,032)	0,530 (0,043)	0,829
1984	0,215 (0,016)	0,228 (0,017)	0,256 (0,021)	0,259 (0,022)	0,285 (0,027)	0,299 (0,026)	0,373 (0,031)	0,466 (0,037)	0,596 (0,045)
Cohorte 1958-1959									
	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1984	0,526 (0,022)	0,716	0,591	0,540	0,501	0,443	0,411	0,386	0,350
1985	0,353 (0,015)	0,462 (0,021)	0,737	0,638	0,569	0,517	0,473	0,451	0,403
1986	0,283 (0,013)	0,331 (0,014)	0,435 (0,021)	0,756	0,609	0,552	0,508	0,472	0,436
1987	0,226 (0,011)	(0,011)	0,288 (0,013)	0,333 (0,016)	0,760	0,660	0,598	0,559	0,509
1988	0,207 (0,011)	0,220 (0,011)	0,229 (0,010)	0,250 (0,012)	0,325 (0,016)	0,753	0,627	0,578	0,526
1989	0,179 (0,010)	0,196 (0,010)	0,203 (0,010)	0,213 (0,010)	0,240 (0,010)	0,311 (0,016)	0,763	0,670	0,593
1990	0,168 (0,010)	0,181 (0,010)	(0,010)	0,195 (0,010)	(0,201) (0,009)	0,240 (0,012)	0,318 (0,016)	0,738	0,631
1991	0,180 (0,011)	0,197 (0,011)	0,200 (0,011)	0,207 (0,012)	0,211 (0,011)	0,240 (0,012)	0,267 (0,012)	0,412 (0,021)	0,735
1992	0,174 (0,011)	0,188 (0,011)	0,197 (0,011)	0,202 (0,011)	0,206 (0,011)	0,227 (0,011)	0,244 (0,011)	0,324 (0,015)	0,471 (0,024)

Note : Source - formules T4 supplémentaires de Revenu Canada. Les erreurs-types sont entre parenthèses. Les coefficients de corrélation figurent au-dessus de la diagonale.

Tableau 4 : Autocovariances, C_b , des résidus du log revenu de la cohorte 1942-1943

	1976	1977	1978	1979	1980	1981	1982	1983	1984
1976	0,225 (0,017)	0,807	0,675	0,633	0,636	0,577	0,572	0,528	0,547
1977	0,178 (0,013)	0,216 (0,019)	0,783	0,694	0,695	0,633	0,623	0,560	0,578
1978	0,157 (0,010)	0,178 (0,012)	0,241 (0,018)	0,779	0,732	0,665	0,648	0,609	0,619
1979	0,148 (0,011)	0,159 (0,011)	0,188 (0,012)	0,242 (0,021)	0,772	0,674	0,640	0,586	0,580
1980	0,145 (0,010)	0,155 (0,010)	0,173 (0,012)	0,183 (0,012)	0,231 (0,017)	0,794	0,700	0,652	0,628
1981	0,140 (0,009)	0,150 (0,010)	0,167 (0,010)	0,169 (0,011)	0,195 (0,014)	0,261 (0,022)	0,757	0,674	0,646
1982	0,156 (0,010)	0,166 (0,013)	0,182 (0,012)	0,180 (0,011)	0,193 (0,012)	0,221 (0,016)	0,328 (0,025)	0,778	0,699
1983	0,149 (0,011)	0,154 (0,010)	0,177 (0,013)	0,171 (0,012)	0,186 (0,012)	0,204 (0,015)	0,264 (0,017)	0,351 (0,026)	0,781
1984	0,151 (0,012)	0,156 (0,011)	0,176 (0,013)	0,166 (0,011)	0,175 (0,012)	0,192 (0,013)	0,233 (0,015)	0,269 (0,019)	0,338 (0,027)
1985	0,146 (0,009)	0,147 (0,010)	0,169 (0,012)	0,169 (0,012)	0,177 (0,012)	0,185 (0,012)	0,221 (0,013)	0,238 (0,014)	0,253 (0,016)
1986	0,140 (0,009)	0,140 (0,009)	0,160 (0,010)	0,159 (0,011)	0,166 (0,011)	0,177 (0,011)	0,209 (0,013)	0,218 (0,013)	0,227 (0,014)
1987	0,139 (0,009)	0,146 (0,010)	0,165 (0,012)	0,160 (0,011)	0,165 (0,012)	0,174 (0,011)	0,203 (0,013)	0,213 (0,015)	0,224 (0,015)
1988	0,137 (0,009)	0,142 (0,010)	0,160 (0,011)	0,159 (0,011)	0,167 (0,012)	0,173 (0,012)	0,200 (0,013)	0,201 (0,013)	0,213 (0,014)
1989	0,135 (0,009)	0,139 (0,010)	0,155 (0,011)	0,154 (0,011)	0,159 (0,011)	0,172 (0,013)	0,201 (0,013)	0,203 (0,014)	0,208 (0,014)
1990	0,132 (0,010)	0,133 (0,010)	0,150 (0,011)	0,149 (0,012)	0,151 (0,011)	0,161 (0,011)	0,194 (0,013)	0,199 (0,014)	0,203 (0,014)
1991	0,129 (0,009)	0,136 (0,010)	0,148 (0,010)	0,151 (0,011)	0,153 (0,010)	0,165 (0,011)	0,211 (0,014)	0,201 (0,013)	0,208 (0,013)
1992	0,135 (0,009)	0,136 (0,010)	0,153 (0,011)	0,147 (0,010)	0,155 (0,011)	0,168 (0,011)	0,216 (0,015)	0,209 (0,015)	0,211 (0,013)

Note : Source - formules T4 supplémentaires de Revenu Canada. Les erreurs-types sont entre parenthèses. Les coefficients de corrélation figurent au-dessus de la diagonale.

Tableau 4 : (suite)

	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992
1976	0,577	0,568	0,549	0,517	0,516	0,494	0,464	0,433
1977	0,596	0,578	0,590	0,547	0,540	0,510	0,497	0,446
1978	0,647	0,628	0,632	0,584	0,571	0,546	0,512	0,473
1979	0,647	0,623	0,610	0,580	0,568	0,541	0,523	0,455
1980	0,690	0,663	0,644	0,623	0,598	0,560	0,540	0,490
1981	0,681	0,667	0,641	0,607	0,610	0,563	0,552	0,501
1982	0,726	0,702	0,666	0,625	0,635	0,604	0,627	0,573
1983	0,755	0,708	0,674	0,608	0,618	0,599	0,576	0,537
1984	0,818	0,752	0,725	0,657	0,646	0,623	0,610	0,552
1985	0,283 (0,020)	0,848	0,793	0,723	0,717	0,676	0,637	0,598
1986	0,235 (0,014)	0,271 (0,017)	0,851	0,749	0,755	0,709	0,669	0,597
1987	0,225 (0,015)	0,236 (0,015)	0,284 (0,020)	0,827	0,766	0,712	0,690	0,612
1988	0,215 (0,014)	0,218 (0,014)	0,246 (0,017)	0,312 (0,025)	0,825	0,752	0,701	0,632
1989	0,211 (0,014)	0,217 (0,014)	0,226 (0,015)	0,255 (0,018)	0,306 (0,024)	0,831	0,739	0,668
1990	0,202 (0,014)	0,207 (0,014)	0,213 (0,015)	0,236 (0,016)	0,258 (0,017)	0,315 (0,021)	0,799	0,697
1991	0,199 (0,012)	0,205 (0,013)	0,216 (0,015)	0,230 (0,015)	0,240 (0,015)	0,263 (0,017)	0,345 (0,024)	0,789
1992	0,209 (0,014)	0,204 (0,013)	0,214 (0,014)	0,232 (0,015)	0,243 (0,015)	0,257 (0,017)	0,305 (0,019)	0,433 (0,033)

Tableau 5 : Estimations des modèles de la dynamique des revenus

	Estimations équipondérées de la distance minimale		Estimations de la distance minimale pondérées en fonction de la taille de l'échantillon		Estimations équipondérées de la distance minimale	
	Estimation	Erreur-type	Estimation	Erreur-type	Estimation	Erreur-type
Composante permanente						
σ_{α}^2	0,135	0,007	0,156	0,021	0,095	0,004
σ_{β}^2	0,000090	0,000033	0,000184	0,000055		
$\sigma_{\alpha\beta}$	-0,0032	0,0004	-0,0040	0,0009		
σ_r^2	0,0067	0,0007	0,0059	0,0008	0,0032	0,0004
p_{76}	1,000		1,000		1,000	
p_{77}	1,035	0,012	0,951	0,063	1,023	0,013
p_{78}	1,027	0,015	0,908	0,064	1,010	0,017
p_{79}	1,005	0,015	0,883	0,063	0,986	0,018
p_{80}	1,029	0,017	0,919	0,065	1,013	0,021
p_{81}	1,050	0,017	0,964	0,067	1,042	0,023
p_{82}	1,143	0,020	1,139	0,077	1,147	0,029
p_{83}	1,124	0,021	1,142	0,075	1,112	0,030
p_{84}	1,125	0,021	1,124	0,072	1,117	0,031
p_{85}	1,122	0,022	1,140	0,068	1,104	0,030
p_{86}	1,111	0,022	1,141	0,066	1,091	0,031
p_{87}	1,098	0,023	1,116	0,061	1,061	0,031
p_{88}	1,105	0,023	1,108	0,057	1,071	0,031
p_{89}	1,126	0,024	1,125	0,055	1,086	0,032
p_{90}	1,127	0,024	1,146	0,054	1,098	0,031
p_{91}	1,234	0,026	1,276	0,057	1,212	0,033
p_{92}	1,253	0,027	1,315	0,057	1,229	0,033
Composante transitoire						
$\sigma_{24/25}^2$	0,132	0,038	0,099	0,062	0,172	0,044
$\sigma_{26/28}^2$	0,084	0,031	0,056	0,048	0,109	0,036
$\sigma_{28/29}^2$	0,115	0,033	0,096	0,055	0,125	0,039
$\sigma_{30/31}^2$	0,070	0,029	0,058	0,050	0,076	0,034
$\sigma_{32/33}^2$	0,070	0,027	0,062	0,047	0,063	0,031
$\sigma_{34/35}^2$	0,126	0,039	0,127	0,067	0,136	0,042
$\sigma_{36/37}^2$	0,084	0,029	0,084	0,047	0,083	0,032
$\sigma_{38/39}^2$	0,044	0,024	0,044	0,037	0,042	0,028

Note : Source - formules T4 supplémentaires de Revenu Canada.

Tableau 5 (suite)

	Estimations équipondérées de la distance minimale		Estimations de la distance minimale pondérées en fonction de la taille de l'échantillon		Estimations équipondérées de la distance minimale	
	Estimation	Erreur-type	Estimation	Erreur-type	Estimation	Erreur-type
$\sigma_{40/41}^2$	0,066	0,025	0,066	0,037	0,072	0,028
$\sigma_{42/43}^2$	0,074	0,023	0,073	0,033	0,088	0,026
$\sigma_{44/45}^2$	0,054	0,025	0,052	0,034	0,077	0,031
$\sigma_{46/47}^2$	0,071	0,021	0,071	0,030	0,088	0,021
$\sigma_{48/49}^2$	0,090	0,021	0,084	0,031	0,106	0,022
$\sigma_{50/51}^2$	0,166	0,024	0,154	0,033	0,195	0,022
$\sigma_{52/53}^2$	0,156	0,025	0,185	0,025	0,190	0,023
$\sigma_{54/55}^2$	0,250	0,027	0,273	0,026	0,292	0,026
$\sigma_{56/57}^2$	0,293	0,026	0,268	0,024	0,360	0,026
$\sigma_{58/59}^2$	0,374	0,027	0,344	0,023	0,413	0,025
$\sigma_{60/61}^2$	0,386	0,025	0,337	0,021	0,427	0,023
ρ	0,533	0,012	0,445	0,011	0,717	0,011
γ_0	0,095	0,009	0,126	0,011	0,046	0,005
γ_1	-0,007	0,001	-0,007	0,002		
γ_2	0,00018	0,00002	0,00032	0,00008		
λ_{77}	1,000		1,000		1,000	
λ_{78}	1,135	0,060	1,101	0,063	1,096	0,056
λ_{79}	0,949	0,051	0,928	0,047	0,943	0,046
λ_{80}	1,067	0,061	1,000	0,062	1,035	0,057
λ_{81}	1,065	0,061	0,995	0,051	1,028	0,057
λ_{82}	1,398	0,079	1,212	0,064	1,291	0,070
λ_{83}	1,528	0,083	1,299	0,060	1,405	0,073
λ_{84}	1,387	0,079	1,193	0,060	1,188	0,064
λ_{85}	1,348	0,076	1,119	0,051	1,207	0,066
λ_{86}	1,348	0,077	1,110	0,054	1,208	0,065
λ_{87}	1,309	0,075	1,075	0,049	1,234	0,070
λ_{88}	1,294	0,074	1,056	0,048	1,209	0,065
λ_{89}	1,269	0,076	0,989	0,048	1,207	0,069
λ_{90}	1,415	0,080	1,073	0,052	1,299	0,068
λ_{91}	1,521	0,087	1,138	0,055	1,395	0,075
λ_{92}	1,732	0,095	1,270	0,059	1,655	0,086

Figure 1 : Variance du log revenu de divers échantillons

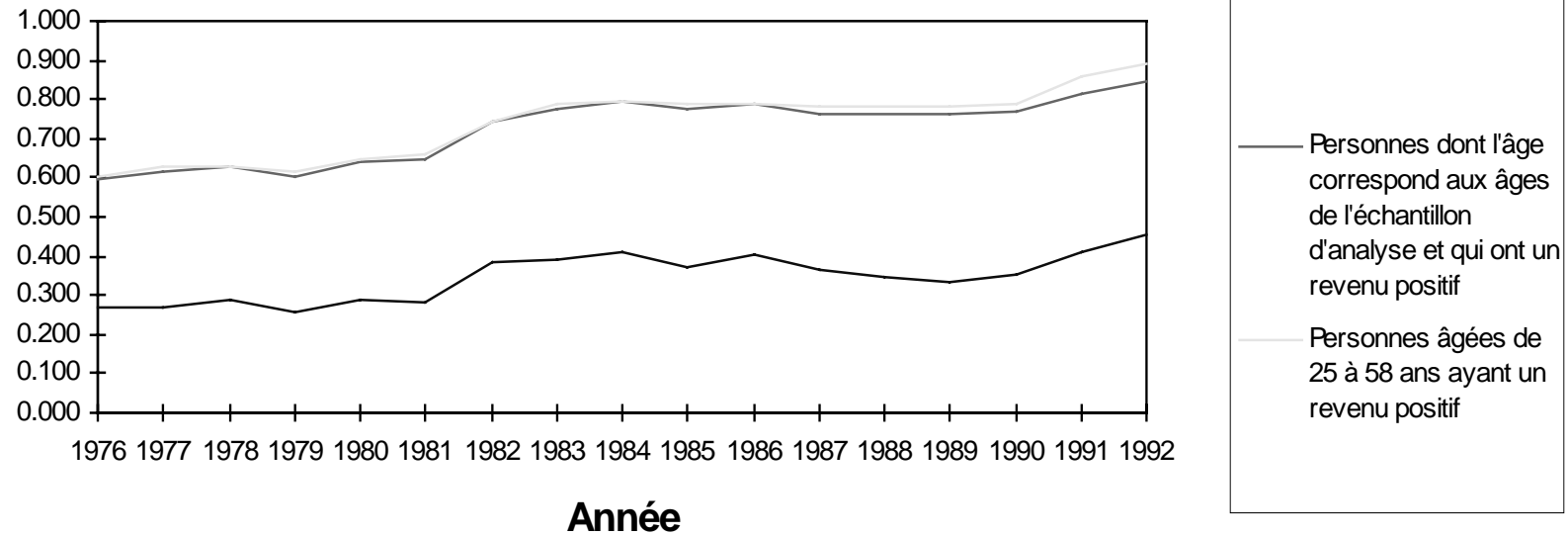


Figure 2 : Moyenne du log revenu de l'échantillon d'analyse selon l'âge

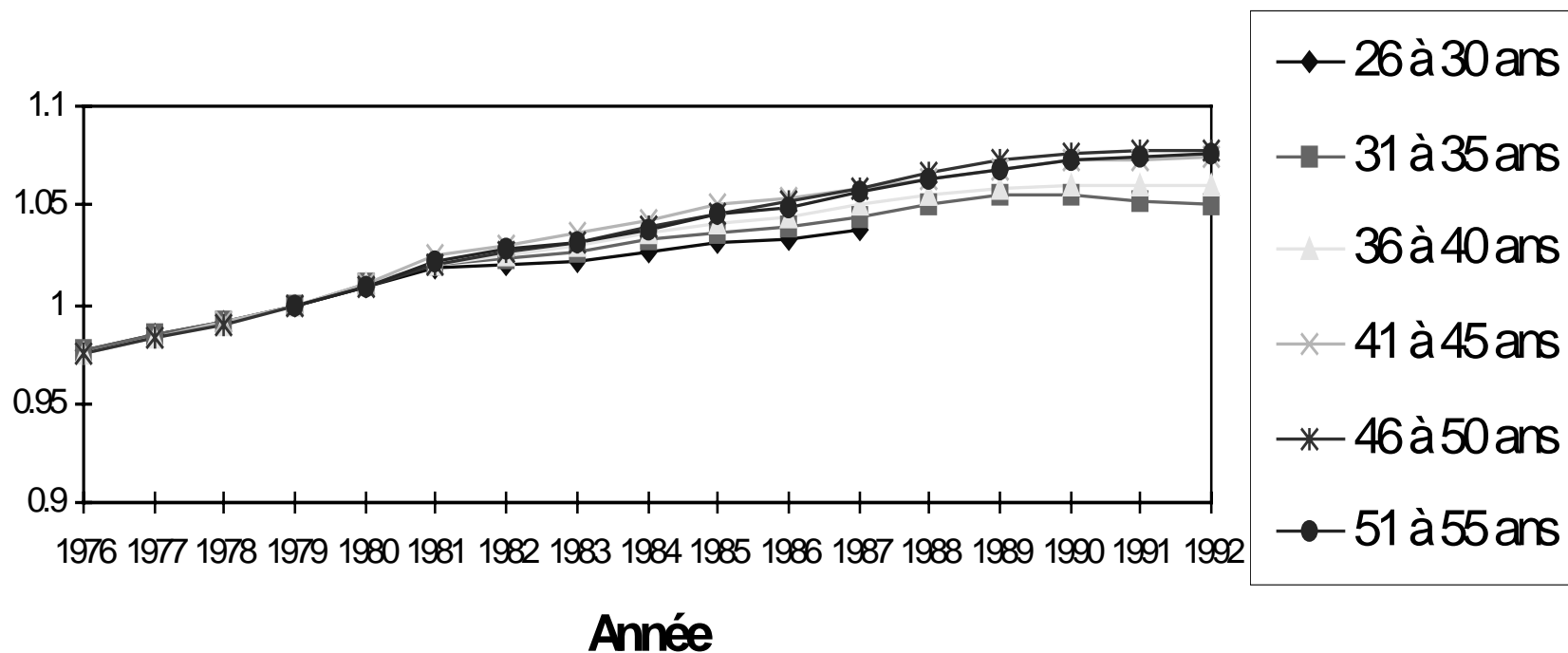


Figure 3 : Variance du log revenu de l'échantillon d'analyse selon l'âge

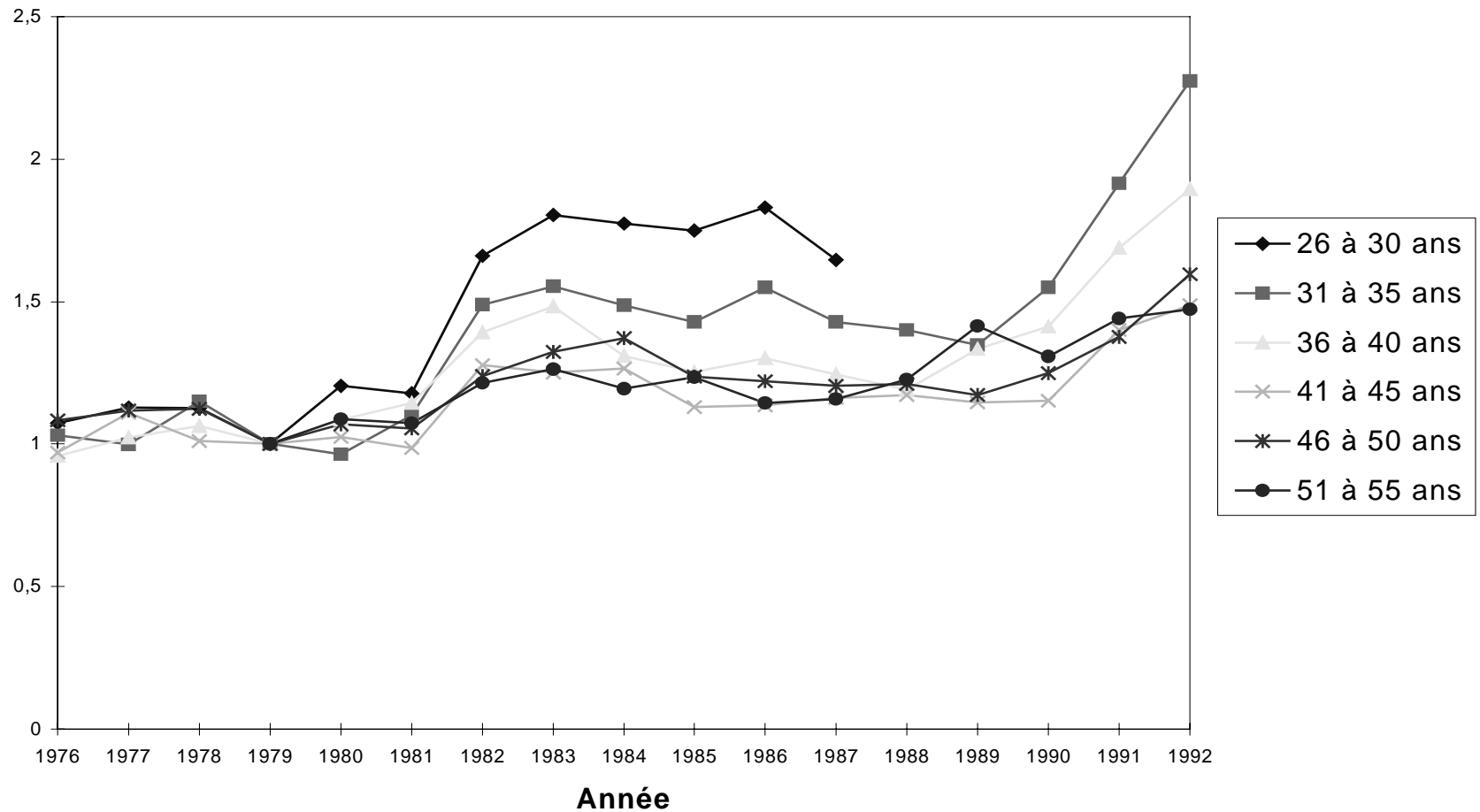


Figure 4 : Analyse de la variance transitoire selon l'âge

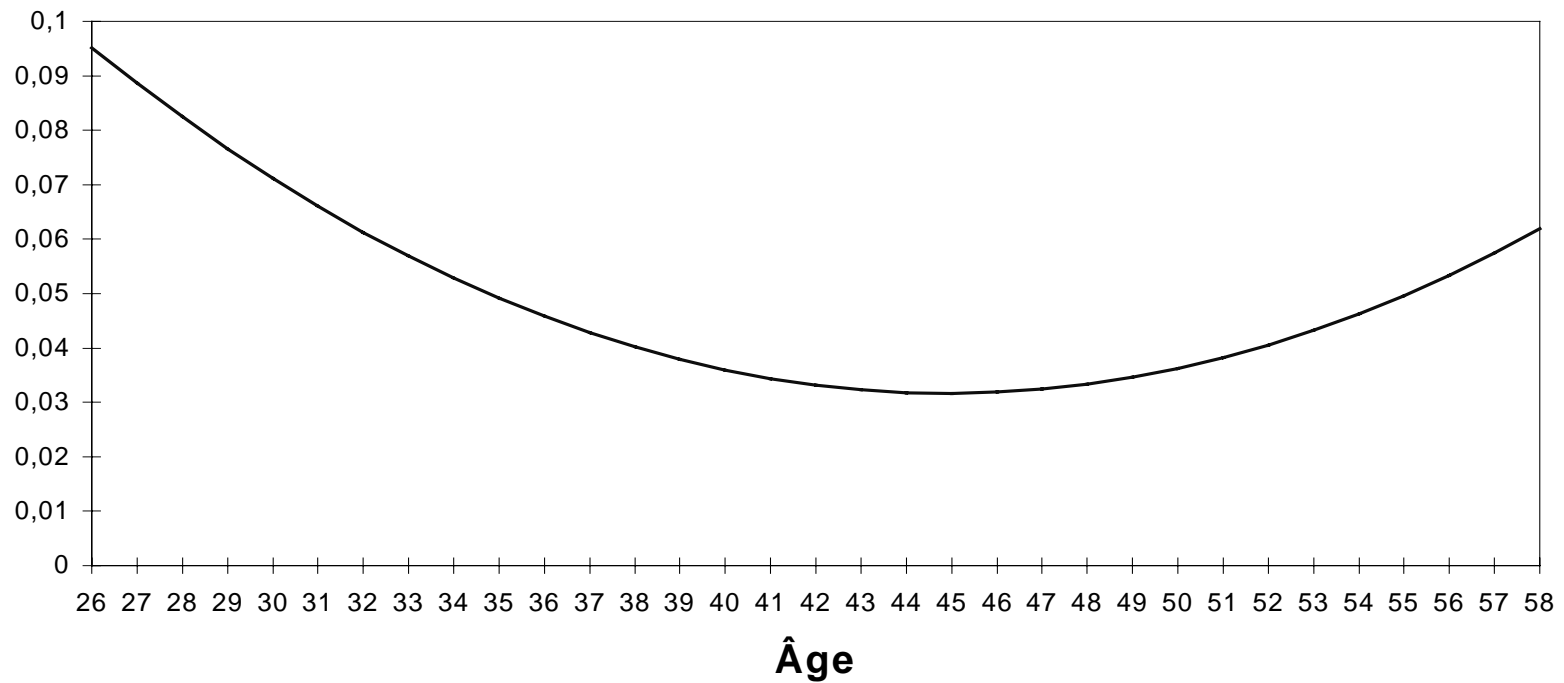


Figure 5 : Décomposition de la variance du log revenu des hommes âgés de 40 ans : modèle de base, estimations équipondérées

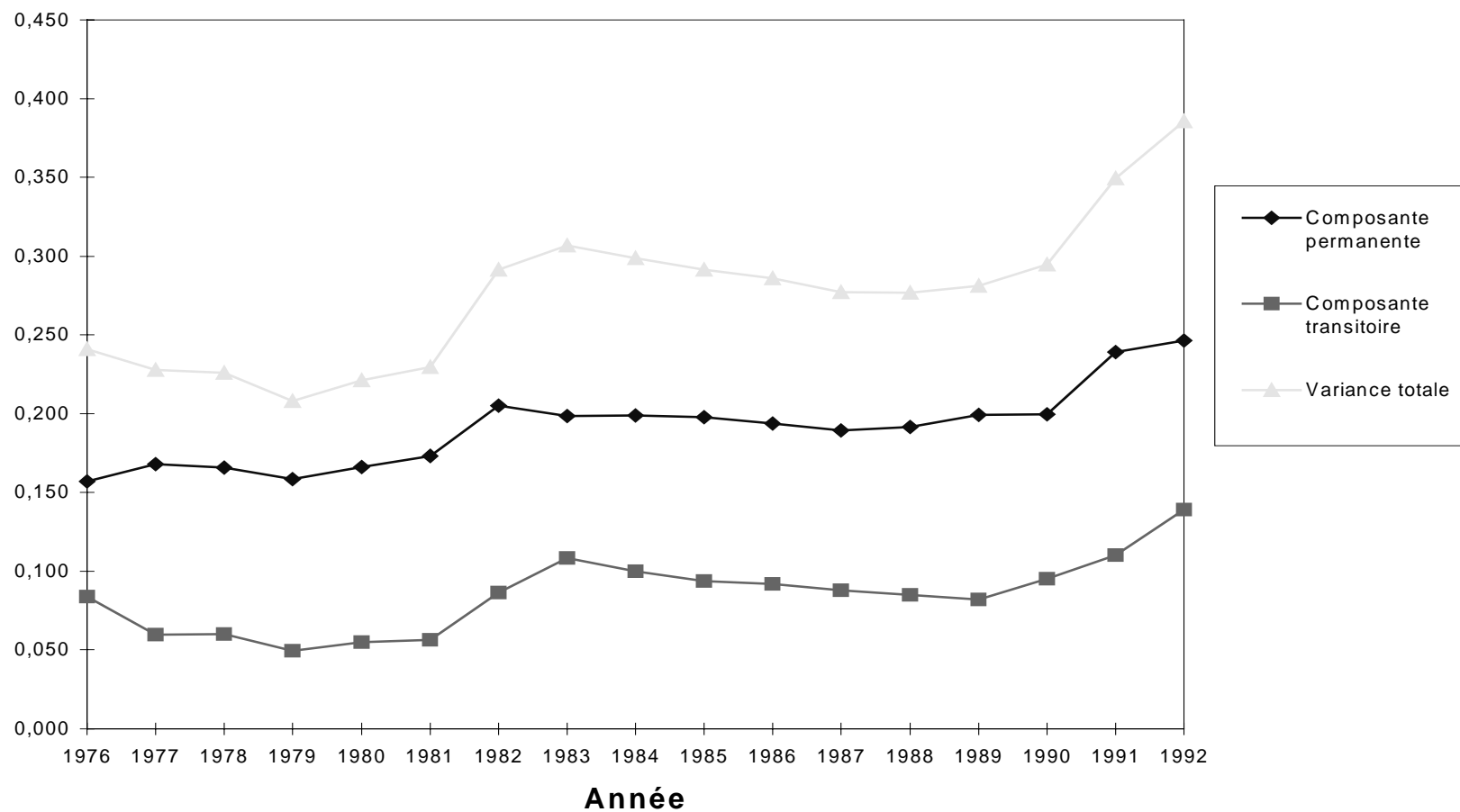


Figure 6 : Décomposition de la variance du log revenu des hommes âgés de 40 ans : modèle de base, estimations pondérées en fonction de la taille de l'échantillon

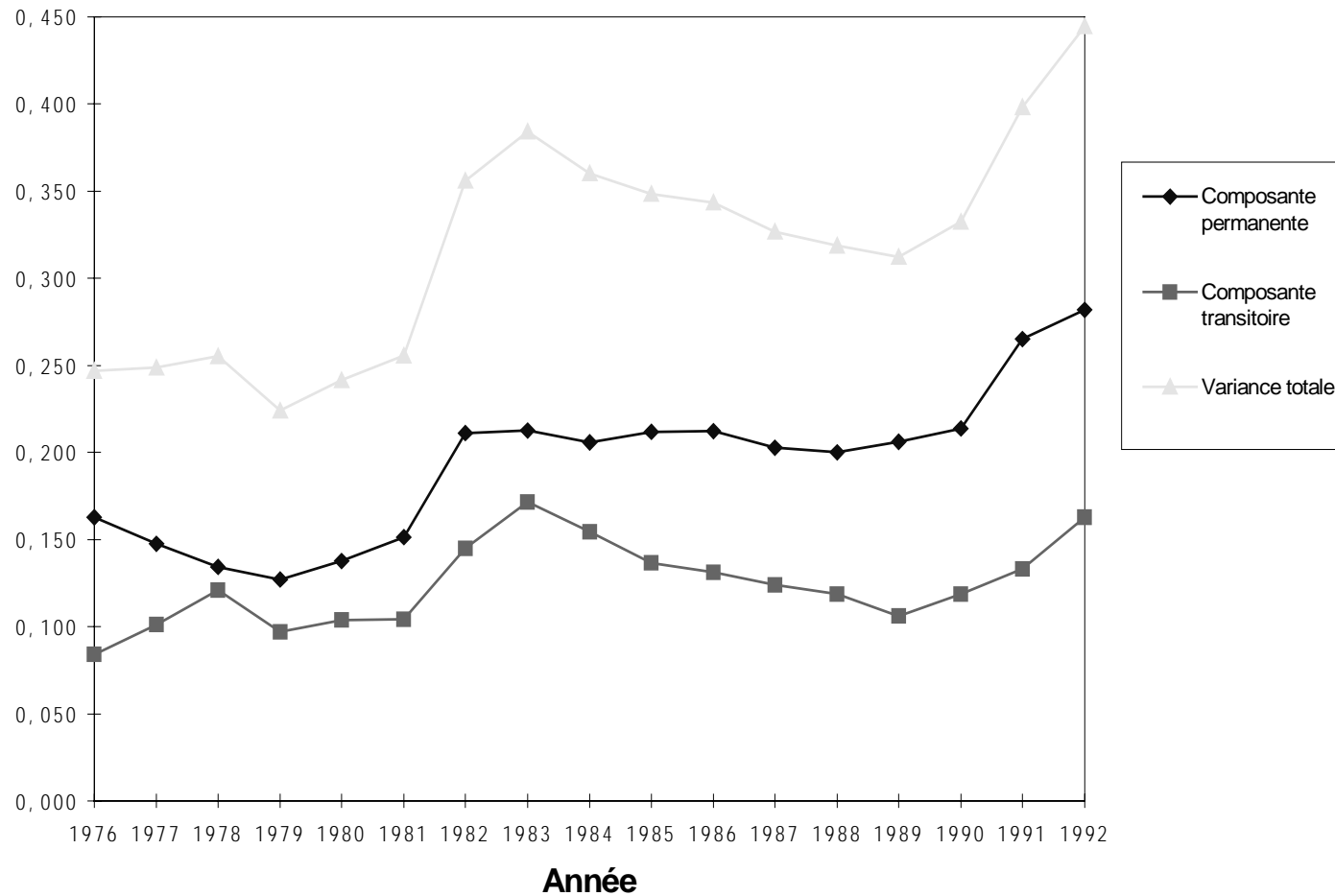
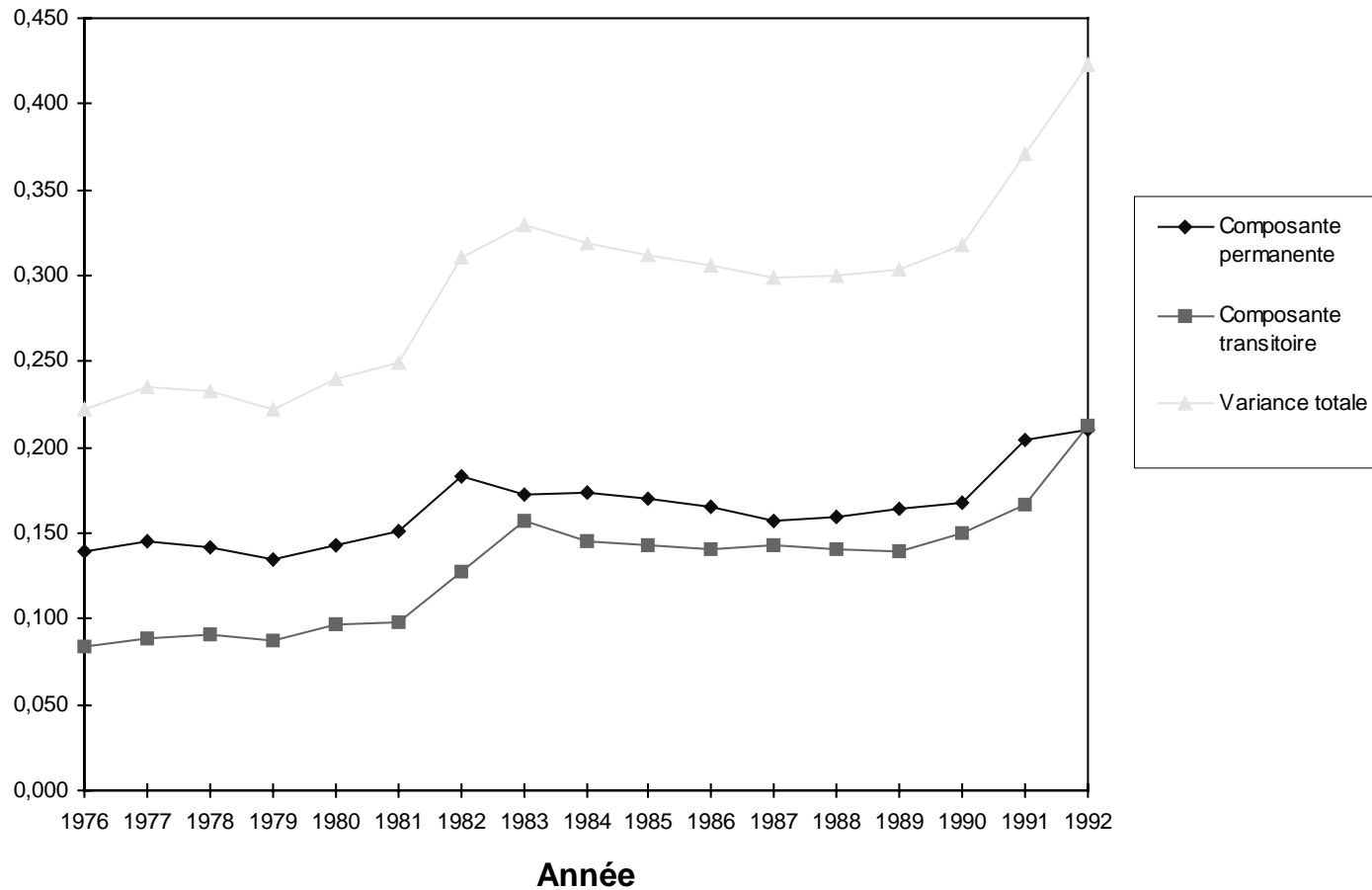


Figure 7 : Décomposition de la variance du log revenu des hommes âgés de 40 ans : modèle avec restrictions, estimations équipondérées



Références

- Abowd, John M., and David Card, "On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes," Econometrica, March 1989, 57, 411-45.
- Altonji, Joseph G., and Thomas A. Dunn, "Relationships among the Family Incomes and Labor Market Outcomes of Relatives," Research in Labor Economics, 1991, 12, 269-310.
- Altonji, Joseph G., and Lewis M. Segal, "Small-Sample Bias in GMM Estimation of Covariance Structures," Journal of Business and Economic Statistics, July 1996, 14, 353-66.
- Atkinson, A. B., F. Bourguignon, and C. Morrisson, Empirical Studies of Earnings Mobility, Chur: Harwood Academic Publishers, 1992.
- Baker, Michael, "Growth Rate Heterogeneity and the Covariance Structure of Life-Cycle Earnings," Journal of Labor Economics, May 1997, 15, 537-79.
- Bar-Or, Yuval, John Burbridge, Lonnie Magee, and A. Leslie Robb, "The Wage Premium to a University Education in Canada, 1971-1991," Journal of Labor Economics, October 1995, 13, 762-94.
- Beach, Charles M., and Ross Finnie, "Polarization and Earnings Mobility among Workers in Canada, 1982-1994," unpublished, Queen's University, 1997.
- Beach, Charles M., George A. Slotsve, and Francois Vaillancourt, "Inequality and Polarization of Earnings in Canada, 1981-1992," unpublished, Queen's University, 1996.
- Beaudry, Paul, and David Green, "Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends," unpublished, University of British Columbia, 1997.
- Blackburn, McKinley L., and David E. Bloom, "The Distribution of Family Income: Measuring and Explaining Changes in the 1980s for Canada and the United States," in Small Differences That Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States, ed. David Card and Richard B. Freeman, Chicago: University of Chicago Press, 1993.
- Bound, John, and George Johnson, "Changes in the Structure of Wages in the 1980's: An Evaluation of Alternative Explanations," American Economic Review, June 1992, 82, 371-392.
- Buchinsky, Moshe, and Jennifer Hunt, "Wage Mobility in the United States," Working Paper No. 5455, National Bureau of Economic Research, 1996.
- Chamberlain, Gary, "Panel Data," in Handbook of Econometrics, volume 2, ed. Zvi Griliches and Michael D. Intriligator, Amsterdam: North-Holland, 1984.

- Clark, Todd, "Small-Sample Properties of Estimators of Nonlinear Models of Covariance Structure," Journal of Business and Economic Statistics, July 1996, 14, 367-73.
- Davis, Steven J., "Cross-Country Patterns of Change in Relative Wages," NBER Macroeconomics Annual, 1992, 7, 239-92.
- DiNardo, John, Nicole M. Fortin, and Thomas Lemieux, "Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: A Semiparametric Approach," Econometrica, September 1996, 64, 1001-44.
- DiNardo, John, and Thomas Lemieux, "Diverging Male Wage Inequality in the United States and Canada, 1981-1988: Do Institutions Explain the Difference?" Industrial and Labor Relations Review, July 1997, 50, 629-51.
- Farber, Henry S., and Robert Gibbons, "Learning and Wage Dynamics," Quarterly Journal of Economics, November 1996, 111, 1007-47.
- Freeman, Richard B., and Karen Needels, "Skill Differentials in Canada in an Era of Rising Labor Market Inequality," in Small Differences That Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States, ed. David Card and Richard B. Freeman, Chicago: University of Chicago Press, 1993.
- Friedman, Milton, A Theory of the Consumption Function, Princeton: Princeton University Press, 1957.
- Gittleman, Maury, and Mary Joyce, "Earnings Mobility and Long-Run Inequality: An Analysis Using Matched CPS Data," Industrial Relations, April 1996, 35, 180-96.
- Gordon, Roger H., Differences in Earnings and Ability, New York: Garland, 1984.
- Gottschalk, Peter, "Changes in Inequality of Family Income in Seven Industrialized Countries," American Economic Review, May 1993, 83, 136-42.
- Gottschalk, Peter, "Inequality, Income Growth, and Mobility: The Basic Facts," Journal of Economic Perspectives, Spring 1997, 11, 21-40.
- Gottschalk, Peter, and Robert A. Moffitt, "The Growth of Earnings Instability in the U.S. Labor Market," Brookings Papers on Economic Activity, 1994:2, 217-72.
- Green, David A., and W. Craig Riddell, "Job Durations in Canada: Is Long-Term Employment Declining?" in Transition and Structural Change in the North American Labour Market, ed. Michael G. Abbott, Charles M. Beach, and Richard P. Chaykowski, Kingston: IRC Press, 1997.
- Haider, Steven J., "Earnings Instability and L'inégalité des revenus of Males in the United States: 1967-1991," unpublished, University of Michigan, 1997.

- Hause, John C., "The Fine Structure of Earnings and the On-the-Job Training Hypothesis," Econometrica, May 1980, 48, 1013-30.
- Heisz, Andrew, "Changes in Job Tenure in Canada," Canadian Economic Observer, January 1996, 3.1-3.9.
- Jacobson, Louis S., Robert J. LaLonde, and Daniel G. Sullivan, "Earnings Losses of Displaced Workers," American Economic Review, September 1993, 83, 685-709.
- Jaeger, David A., and Ann Huff Stevens, "Is Job Stability in the United States Falling? Reconciling Trends in the Current Population Survey and Panel Study of Income Dynamics," unpublished, Hunter College, 1998.
- Johnson, George E., "Changes in L'inégalité des revenus: The Role of Demand Shifts," Journal of Economic Perspectives, Spring 1997, 11, 41-54.
- Katz, Lawrence F., and Kevin M. Murphy, "Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors," Quarterly Journal of Economics, February 1992, 107, 35-78.
- Kennedy, Bruce, "Mobility and Instability in Canadian Earnings," Canadian Journal of Economics, May 1989, 22, 383-94.
- Lillard, Lee A., and Yoram Weiss, "Components of Variation in Panel Earnings Data: American Scientists 1960-70," Econometrica, March 1979, 47, 437-54.
- MaCurdy, Thomas E., "The Use of Time Series Processes to Model the Error Structure of Earnings in a Longitudinal Data Analysis," Journal of Econometrics, January 1982, 18, 83-114.
- Mincer, Jacob, Schooling, Experience, and Earnings, New York: National Bureau of Economic Research, 1974.
- Moffitt, Robert A., and Peter Gottschalk, "Trends in the Autocovariance Structure of Earnings in the U.S.: 1969-1987," Working Paper No. 355, Department of Economics, Johns Hopkins University, 1995.
- Morissette, René, "The Declining Labour Market Status of Young Men," unpublished, Statistics Canada, 1997.
- Morissette, René, and Charles Bérubé, "Longitudinal Aspects of Earnings Inequality in Canada," Statistics Canada, 1996, Research Paper No. 94.
- Picot, Garnett, "Working Time, Wages and Earnings Inequality among Men and Women in Canada, 1981-93," unpublished, Statistics Canada, 1996.

- Richardson, David H., "Changes in the Distribution of Wages in Canada, 1981-1992," Canadian Journal of Economics, August 1997, 30, 622-43.
- Riddell, W. Craig, "Unionization in Canada and the United States: A Tale of Two Countries," in Small Differences That Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States, ed. David Card and Richard B. Freeman, Chicago: University of Chicago Press, 1993.
- Shoven, John B., and John Whalley, ed., Canada-U.S. Tax Comparisons, Chicago: University of Chicago Press, 1992.
- Solon, Gary, "Intergenerational Income Mobility in the United States," American Economic Review, June 1992, 82, 393-408.
- Solon, Gary, Robert Barsky, and Jonathan A. Parker, "Measuring the Cyclicalities of Real Wages: How Important Is Composition Bias?" Quarterly Journal of Economics, February 1994, 109, 1-25.
- Stevens, Ann Huff, "Persistent Effects of Job Displacement: The Importance of Multiple Job Losses," Journal of Labor Economics, January 1997, 15, 165-88.
- Zimmerman, David J., "Regression toward Mediocrity in Economic Stature," American Economic Review, June 1992, 82, 409-29.