



N° 11F0019MIF au catalogue — N° 268

ISSN: 1205-9161

ISBN: 0-662-70646-3

Document de recherche

**Direction des études analytiques
documents de recherche**

L'effet des conditions macroéconomiques sur l'instabilité et l'inégalité à long terme des gains des travailleurs au Canada

par Charles M. Beach, Ross Finnie et David Gray

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

Téléphone: 1 800 263-1136



Statistique
Canada

Statistics
Canada

Canada

L'effet des conditions macroéconomiques sur l'instabilité et l'inégalité à long terme des gains des travailleurs au Canada

par Charles M. Beach*, Ross Finnie** et David Gray***

11F0019 N° 268
ISSN : 1205-9161
ISBN : 0-662-70646-3

Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail
Immeuble R.-H.-Coats, 24^e étage, Ottawa, K1A 0T6
*Queen's University
**Queen's University et Statistique Canada
***Université d'Ottawa

Comment obtenir d'autres renseignements:
Service national de renseignements: 1 800 263-1136
Renseignements par courriel : infostats@statcan.ca

Février 2006

La présente étude a pu être réalisée grâce à la Direction générale de la recherche appliquée de Développement des ressources humaines Canada. La Division des données régionales et administratives de Statistique Canada a donné l'accès aux données de la banque de données administratives longitudinales (DAL) sur lesquelles se fonde la présente étude. Don McDougall, Roger Sceviour et Steve McBride ont fourni une aide informatique excellente. Nous remercions Gordon Betcherman, Andrew Sharpe et deux examinateurs anonymes de leurs commentaires constructifs. Cette étude a aussi été publiée dans *Relations industrielles*, volume 60, numéro 2, pages 244 à 272.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2006

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication peut être reproduit, en tout ou en partie, et par quelque moyen que ce soit, sans autre permission de Statistique Canada, sous réserve que la reproduction soit effectuée uniquement à des fins d'étude privée, de recherche, de critique, de compte rendu ou en vue d'en préparer un résumé destiné aux journaux, et/ou à des fins non commerciales. Statistique Canada doit être cité comme suit : Source (ou « Adapté de », s'il y a lieu) : Statistique Canada, nom du produit, numéro au catalogue, volume et numéro, période de référence et page(s). Autrement, il est interdit de reproduire quelque contenu de la présente publication, ou de l'emmagasiner dans un système de recouvrement, ou de le transmettre sous quelque forme et par quelque moyen que ce soit, reproduction électronique, mécanique, photographique, pour quelque fin que ce soit, sans l'autorisation écrite préalable des Services d'octroi de licences, Division du marketing, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

This publication is available in English.

Note de reconnaissance

Le succès du système statistique du Canada repose sur un partenariat bien établi entre Statistique Canada et la population, les entreprises, les administrations canadiennes et les autres organismes. Sans cette collaboration et cette bonne volonté, il serait impossible de produire des statistiques précises et actuelles.

Table des matières

1. Introduction	5
2. Revue de la littérature	7
3. Cadre analytique.....	8
4. Fichier de données et échantillons utilisés pour l'estimation	8
5. Composantes de la variance selon la région et la période de référence	11
6. Effets nets du changement de période, de l'âge et de la région	13
7. Effets des facteurs macroéconomiques sur l'inégalité et l'instabilité des gains	14
8. Résultats des régressions avec les indicateurs macroéconomiques	15
9. Exercice de simulation d'une reprise économique	18
10. Conclusion.....	19
Bibliographie	28

Résumé

Le présent document porte sur la variabilité des gains des travailleurs au Canada de 1982 à 1997 et sur l'évolution de cette variabilité en fonction du taux de chômage et de la croissance du produit intérieur brut (PIB) réel durant cette période. En utilisant un grand panel de données fiscales, nous décomposons la variation totale des gains entre les travailleurs et au cours du temps en une composante d'inégalité à long terme entre les travailleurs et une composante d'instabilité des gains moyens de l'ensemble des travailleurs au cours du temps. Nous effectuons l'analyse séparément pour les hommes et pour les femmes, ainsi que pour les participants à long terme au marché du travail et un groupe plus général de travailleurs. Premièrement, nous observons, entre la période allant de 1982 à 1989 et celle allant de 1990 à 1997, une augmentation de la variabilité des gains qui est limitée, en grande partie, aux hommes et sous-tendue principalement par l'accroissement de l'inégalité à long terme des gains. Deuxièmement, nous constatons que le profil des effets du taux de chômage et du taux de croissance du PIB sur ces composantes de la variance ne confirment pas les explications classiques des effets du cycle économique sur l'inégalité des gains et évoque un autre paradigme de l'accroissement de l'inégalité des gains à long terme sous l'effet de la croissance économique au cours de cette période. Troisièmement, si nous tenons compte simultanément des effets du taux de chômage et du taux de croissance du PIB, nous constatons que l'amélioration macroéconomique réduit la variabilité globale des gains, car la réduction de leur instabilité supplante l'accroissement général de leur inégalité à long terme.

Mots-clés : mobilité des gains, dynamiques des gains

1. Introduction

Au cours des années 1980 et 1990, le marché canadien du travail a subi d'importantes transformations, dont l'intégration croissante à l'économie américaine et le changement de la structure des échanges, l'évolution rapide de la technologie de l'information, les changements de mode et d'organisation de production, comme l'« externalisation » et les régimes de travail non standard, la fluctuation des prix des ressources naturelles, l'intensification de la concurrence et de la vulnérabilité des travailleurs, ainsi que les influx importants d'immigrants. À l'échelle macroéconomique, la reprise a été lente après la récession du début des années 1990, le taux de chômage étant demeuré élevé jusqu'à la fin de cette décennie (pour un aperçu intéressant, voir Reid, Meltz et Gomez, 2005). Certains de ces changements pourraient avoir eu une incidence sur la répartition des gains entre les travailleurs sur le marché du travail. En fait, des analyses strictement transversales montrent que l'inégalité des gains s'est accentuée considérablement au Canada durant les années 1990¹.

Le présent document porte sur la variabilité des gains des travailleurs au Canada de 1982 à 1997 et sur l'évolution de cette variabilité en fonction d'indicateurs macroéconomiques, tels que le taux de chômage et le taux de croissance du PBI réel, au cours de cette période. Selon les explications classiques des effets du cycle économique sur les inégalités (transversales) des gains basées sur des éléments recueillis durant les années 1960 et 1970, l'inégalité s'accroît durant les périodes de croissance lente et de récession, et diminue durant les périodes d'accélération de la croissance économique et de rétrécissement du marché du travail. À la lumière des changements distinctifs, mentionnés plus haut, subis par l'économie canadienne au cours des décennies plus récentes, nous réexaminons ces explications en utilisant un nouvel ensemble de données et une nouvelle méthode empirique. L'étude porte sur un grand panel de données fiscales couvrant la période de 1982 à 1997 et s'appuie sur une méthode de décomposition de la variance de la variation totale des gains des travailleurs au cours de la période en une composante systématique, ou permanente, ou encore à long terme, entre les travailleurs et une composante transitoire, ou d'instabilité des gains, au cours du temps pour l'ensemble des travailleurs. Nous modélisons ensuite les trois mesures de la variabilité des gains sous forme de fonctions des indicateurs macroéconomiques susmentionnés par régression multiple, afin de pouvoir examiner séparément les effets nets de ces indicateurs, puis les simuler conjointement.

La modélisation classique de la variance des gains décrite dans la littérature (tant au Canada qu'aux États-Unis) est axée sur la modélisation de processus structurels chronologiques déterminant les profils des gains en vue de faire la distinction entre les variations provisoires et permanentes². Cependant, comme ces approches de modélisation structurelle nécessitent des tableaux rectangulaires de données sur les travailleurs dont la participation au marché du travail est forte, elles ont été limitées en grande partie à l'analyse des gains des travailleurs masculins dans la force de l'âge ayant des liens étroits à long terme avec le marché du travail. Secondairement, la présente étude étend le champs des données de référence grâce à une analyse

1. Pour des preuves fondées sur divers ensembles de données, une liste non exhaustive de références inclut Beach et Slotsve (1996), Burbidge, Magee et Robb (1997), Heisz et coll. (2002), Picot (1997), Richardson (1997), ainsi que Wolfson et Murphy (1998).

2. Certaines références antérieures, bien connues, tirées de la littérature américaine sont Abowd et Card (1989) et Lillard et Weiss (1979); leurs pendants dans la littérature canadienne sont Baker (1997), ainsi que Baker et Solon (2003).

empirique des gains des femmes et des hommes sur le marché du travail, ainsi que des gains d'un échantillon étendu de participants au marché du travail englobant d'autres travailleurs que ceux ayant des antécédents d'emploi très stables et d'un échantillon restreint de travailleurs ayant déclaré des gains annuels continuellement pendant la période observée.

La compréhension des profils de l'instabilité des gains et des différences à long terme entre les gains des travailleurs présente un intérêt économique et public. L'interprétation des effets nets (forme réduite) de régression au cours du cycle économique permet de réévaluer dans quelle mesure les modèles classiques expliquent bien ces données de référence et d'offrir d'autres perspectives. Un accroissement de l'instabilité des gains au cours du temps, peut-être causé par des facteurs comme l'externalisation, la restructuration des industries et des lieux de travail, le recours plus fréquent à des régimes d'emploi non conventionnels, la baisse des taux de syndicalisation dans le secteur privé, la volatilité des prix des biens primaires et l'évolution de la demande par profession, témoignerait d'une augmentation de la vulnérabilité des travailleurs, comme l'a constaté Chaykowski (2005), et de l'insécurité économique, comme le discute Osberg (1998) et comme le mesurent Osberg et Sharpe (2002), et d'une concentration sur les questions de politique générale concernant les imperfections de l'assurance sociale et du marché financier. Par ailleurs, un accroissement de la variabilité des différences entre les gains des travailleurs à long terme est associé aux profils des gains au cours de la vie, qui sont étroitement liés à l'inégalité des gains à long terme. Ces profils sont affectés par des facteurs comme le rendement du capital humain, la participation à long terme au marché du travail et les régimes de travail, l'évolution de la composition de l'économie en termes d'industries et de professions, ainsi que l'évolution du rendement des compétences et des effets de cohortes qui sont liés à un ensemble fort différent de questions de politique générale, dont la concordance entre l'offre et la demande de compétences et l'accès à la formation, ainsi que l'usage efficace de ce genre de capital humain.

En ce qui concerne la portée et la méthodologie, la présente étude étoffe considérablement nos travaux antérieurs (Beach, Finnie et Gray, 2003), qui posaient les fondements de l'estimation de la variation des gains et du procédé de décomposition. Ce document décrivait comment la variation globale des gains, ainsi que sa ventilation en deux composantes, indiquait un changement structurel entre la mesure pour les années 1980 (c.-à-d. valeur moyenne calculée pour la période allant de 1982 à 1989) et celle pour les années 1990 (c.-à-d. valeur moyenne calculée pour la période allant de 1990 à 1997). Le présent document a pour point de départ une analyse économétrique de la sensibilité des composantes de la variance au cycle économique en prenant pour indicateur le taux de chômage et la croissance du PIB réel. À cette fin, nous ajoutons la dimension de la région géographique à notre analyse empirique.

À la section suivante, nous passons brièvement en revue la littérature pertinente. Puis, nous établissons le cadre analytique, décrivons l'ensemble de données employé et exposons dans les grandes lignes les caractéristiques principales des échantillons utilisés pour l'estimation. Ensuite, nous présentons l'analyse de régression de base et interprétons les résultats cycliques. Enfin, pour conclure, nous examinons les principaux résultats et mentionnons certaines de leurs incidences.

2. *Revue de la littérature*

L'analyse des données de la U.S. Panel Study of Income Dynamics (PSID) a porté Gottschalk et Moffitt (1994) à conclure qu'une instabilité croissante des gains et une plus grande dispersion des gains permanents (des travailleurs masculins blancs) avaient contribué toutes deux à l'accroissement de l'inégalité salariale observé de la fin des années 1970 aux années 1980. Par une méthode différente, appliquée à une version plus récente du même ensemble de données, Haider (2001) a constaté que l'instabilité des gains avait augmenté durant les années 1970 et que la variation des gains au cours de la vie avait augmenté considérablement au début des années 1980 chez les hommes aux États-Unis. Il a déterminé que la composante de variation persistante n'était que légèrement contra-cyclique, tandis que l'instabilité des gains l'était fortement. Dans le cadre d'une étude plus récente réalisée sur des données de la PSID au moyen d'une méthode différente, Moffitt et Gottschalk (2002) discernent une augmentation séculaire de la composante permanente des gains jusqu'à 1997 et un accroissement assez spectaculaire de la composante transitoire durant les années 1980, suivi par un déclin après 1991. Selon ces auteurs, il serait utile d'examiner la relation entre la seconde composante et le cycle économique, ce que nous faisons dans la présente application aux données canadiennes.

La littérature canadienne sur la variabilité des gains est assez peu abondante, en grande partie à cause du manque de données longitudinales historiques nécessaires pour l'analyse de la dynamique des gains. Par conséquent, les seuls travaux existants sont fondés sur des fichiers de données administratives³. Beach et Finnie (2004) examinent les profils de mobilité des gains d'année en année et les déplacements des profils longitudinaux des gains au cours de la période allant de 1982 à 1999. Les travaux de Baker et Solon (2003) sont ceux qui, au Canada, se rapprochent le plus des travaux décrits dans le présent document. Ces auteurs utilisent un ensemble de données qui résulte de la fusion des renseignements contenus dans les fichiers de déclarations de revenus T1 (produites par les particuliers) et dans les fichiers de données fiscales supplémentaires T4 (produits par les employeurs) fournis par l'Agence du revenu du Canada (ARC) (anciennement Agence des douanes et du revenu du Canada (ADRC)) pour la période allant de 1976 à 1992, et n'inclut que les travailleurs de sexe masculin ayant déclaré des gains positifs pendant au moins neuf années consécutives. Au moyen d'une méthode économétrique paramétrique, ils estiment la structure de covariance des processus des séries chronologiques produisant les données sur les gains d'après lesquelles ils calculent des estimations ponctuelles de la variation totale des gains, ainsi que de ses composantes permanente et transitoire.

Bien que nous nous intéressions, comme Baker et Solon (2003), à la décomposition de la variation des gains, nos objectifs et notre méthodologie diffèrent. Notre méthode statistique sous-jacente permet une spécification beaucoup plus simple des variations intertemporelles des gains. Notre ensemble de données est plus général. Plus précisément, pour une partie de l'analyse, il nous suffit de connaître les gains déclarés des travailleurs pour au moins deux années sur un intervalle de huit années pour pouvoir entrer l'échantillon pour l'estimation, ce qui nous permet d'inclure des travailleurs dont la participation au marché du travail est plus faible et moins permanente. Notre analyse fournit aussi des résultats pour les hommes et pour les femmes,

3. L'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu (EDTR) est une autre base de données longitudinales devenue disponible récemment, mais elle n'a pas encore été utilisée pour étudier les questions examinées dans le présent document. La première cohorte de cette base de données date de 1993 et les membres du panel sont remplacés après six ans.

et pour une fourchette d'âge plus grande. Enfin, notre ensemble de données couvre une période plus récente, à savoir 1982 à 1997.

3. Cadre analytique

Nous avons adopté pour l'étude la méthodologie employée par Gottschalk et Moffitt (1994), qui comprend une méthode de décomposition de la variance au moyen de données longitudinales. Cette méthode, de nature descriptive, est équivalente à un modèle des composantes de l'erreur à effets aléatoires (voir Johnston, 3^e édition (1984, p. 400)). Nous pouvons montrer que la variance totale des gains dans un panel est égale à la somme de la variance transitoire (au cours du temps pour l'ensemble des travailleurs) et la variance permanente (entre les travailleurs), ce qui donne la décomposition pratique suivante :

$$\text{Var}_{\text{Totale}} = \text{Var}_{\text{Transitoire}} + \text{Var}_{\text{Permanente}}$$

Cette identité est conditionnelle à l'existence du même nombre d'observations chronologiques pour tous les individus compris dans l'échantillon (tableau rectangulaire de données). Cette technique descriptive simple représente une option de remplacement de l'approche de la structure des covariances employée par Haider (2001), ainsi que de l'approche de Baker et Solon (2003) qui essaient de modéliser les paramètres du processus formant la série chronologique des gains sous-jacent, puisque notre approche ne vise pas à faire des inférences quant à la structure stochastique des gains. Cependant, elle fournit une mesure intuitive et une description de référence des composantes de la variance qui fournissent des éclaircissements utiles sur l'instabilité des gains des travailleurs au fil du temps et sur l'inégalité à long terme ou permanente entre les gains des travailleurs, et qui sont reliées par une identité intéressante contenant la « composante inter » de la variation (c.-à-d. entre les travailleurs) et la « composante intra » de la variation (c.-à-d. durant le cycle de vie d'un travailleur donné). Certaines études antérieures ont indiqué que les deux méthodologies peuvent produire des résultats qualitatifs semblables⁴. Cependant, la méthode plus simple employée ici peut être appliquée à une plus grande gamme d'échantillons et, donc, permet une couverture plus étendue des travailleurs sur le marché du travail.

4. Fichier de données et échantillons utilisés pour l'estimation

L'ensemble de données utilisé pour l'étude est le fichier de la banque de données administratives longitudinales (DAL) de Statistique Canada. Il s'agit d'un échantillon représentatif à 10 % de tous les Canadiens qui produisent une déclaration de revenus tiré des fichiers de données fiscales T1 de l'ARC contenant plus de 1,5 million d'enregistrements par année. La mesure des gains utilisée dans la présente étude est le revenu annuel total provenant des salaires et traitements (donc les « gains ») inscrit dans la déclaration de revenus des particuliers.

4. Par exemple, Moffitt et Gottschalk (1995) appliquent l'estimation de la covariance au même ensemble de données sur le même intervalle que Gottschalk et Moffitt (1994) et obtiennent des résultats qualitativement semblables en ce qui concerne les composantes de la variance, et les estimations que Beach, Finnie et Gray (2001) obtiennent pour les hommes dont le degré de participation au marché du travail est fort concordent avec celles présentées dans Baker et Solon (2003).

Les échantillons utilisés pour l'estimation incluent tous les travailleurs rémunérés de 20 à 64 ans qui n'étaient pas étudiants à temps plein durant l'exercice, qui ont reçu au moins 1 000 \$ (en dollars constants de 1997) de revenu salarial, dont les gains excédaient tout revenu net (déclaré) tiré d'un travail autonome, et qui ont déclaré pendant au moins deux ans des gains supérieurs au minimum (tel qu'il vient d'être défini) enregistrés dans le fichier de la DAL. Ces omissions visent à approximer le concept de « tous les travailleurs rémunérés » appliqué par Statistique Canada tout en excluant les travailleurs dont la participation au marché du travail n'est que limitée⁵. Des renseignements supplémentaires sur le fichier de données, y compris la couverture de la banque DAL, et son degré de représentativité de la population générale figurent dans Beach, Finnie et Gray (2001).

Pour pouvoir comparer les données recueillies pour les deux décennies couvertes par l'étude, nous définissons deux échantillons distincts pour l'estimation, un pour chacune des sous-périodes de huit ans suivantes : 1982 à 1989 et 1990 à 1997. L'unité d'observation est l'année-personne. Nous définissons aussi un échantillon d'estimation étendu (que nous désignons ci-après par EEE) qui inclut tout enregistrement de travailleur-année qui satisfait aux critères d'inclusion $2 < T_i < 8$, où T_i indique le nombre d'années durant lesquelles le travailleur i était dans l'échantillon durant la sous-période visée. L'échantillon d'estimation restreint (que nous désignons dans la suite par EER) est un sous-échantillon de l'EEE contenant les personnes qui ont déclaré des gains supérieurs au minimum *chaque année* de la sous-période pertinente (c.-à-d. $T_i = 8$). La plupart des pratiques d'échantillonnage décrites dans les publications traitant de la décomposition portaient uniquement sur un échantillon d'hommes de type EER. Dans le présent document, nous considérons quatre échantillons d'estimation distincts pour chaque sexe, à savoir EEE et EER pour les sous-périodes 1982 à 1989 et 1990 à 1997.

Les nombres d'enregistrements dans le fichier DAL complet et les effets de divers critères d'exclusion allant du fichier DAL complet à l'EEE final, puis de l'EEE à l'EER pour chaque année d'échantillonnage, sont énumérés au tableau A1 de Beach, Finnie et Gray (2001). Les exclusions appliquées le plus fréquemment pour créer l'EEE visent les travailleurs de plus de 64 ans, les travailleurs autonomes (dont les gains provenant du marché du travail étaient, pour la plupart, très faibles) et les travailleurs dont la participation au marché du travail n'est pas continue. Les EEE ont tendance à être deux fois plus grands que les EER, ce qui indique qu'un grand nombre de travailleurs sélectionnés dans les EEE ont une participation non continue au marché du travail⁶.

La première sous-période, qui s'étend de 1982 à 1989, débute vers la fin de la récession sévère de 1980-1982, puis englobe une grande partie de la période d'expansion subséquente, tandis que

5. Lors de la production du fichier DAL, des procédures spéciales sont appliquées pour traiter les individus qui ont changé leur NAS (numéro d'assurance sociale), ceux qui possèdent plusieurs NAS et d'autres cas non standard (voir Finnie, 1997), qui représentent environ 4 % du fichier chaque année. Les étudiants à temps plein sont identifiés d'après les réponses concernant les frais d'études et le crédit d'impôt pour études sur la déclaration T1.

6. Pour 1997, l'EEE compte 1 069 000 observations, soit 50,3 % du fichier DAL complet de cette année-là, alors que l'EER compte 595 600 observations, soit 55,7 % de l'EEE et 26,7 % des fichiers DAL complets. L'effectif de l'EEE varie de 924 000 observations pour 1982 à 1 069 000 observations pour 1997. L'EER comprend 538 900 enregistrements pour la première sous-période et 595 600 pour la seconde. Par construction, le nombre d'individus dans les EER est constant pour chaque année dans ces deux sous-périodes.

la deuxième sous-période, qui va de 1990 à 1997, comprend le creux de la récession de 1990-1992 et une partie de la période de croissance qui a suivi. Nos résultats sont donc issus de comparaisons entre deux sous-périodes reflétant des cycles économiques assez semblables⁷.

Les échantillons d'estimation inclus dans la présente étude comportent aussi des ventilations des travailleurs selon l'âge et le sexe. Les quatre groupes d'âge sont « Niveau d'entrée » (20 à 24 ans), « Jeunes » (25 à 34 ans), « Force de l'âge » (25 à 54 ans) et « Âgés » (55 à 64 ans). Cette ventilation nous permet d'examiner des profils de variabilité des gains distincts pour diverses phases du cycle de vie.

Comme le mentionnent Beach, Finnie et Gray (2003), les statistiques descriptives révèlent d'importantes différences entre les résultats concernant les gains obtenus pour l'EEE et l'EER, lequel est analysé plus conventionnellement. Les faits saillants sont les suivants. La valeur des gains médians est notablement plus faible pour l'EEE que pour l'EER, et le rapport des gains médians calculés pour l'EEE à ceux calculés pour l'EER a diminué de 1982 à 1997. S'il n'est pas étonnant que les gains médians des travailleurs employés continuellement soient plus élevés, il est intéressant de noter que les gains des travailleurs dont les liens avec le marché du travail sont moins forts (c.à-d. l'EEE) ont baissé comparativement à ceux du groupe dont le profil d'activité est très stable (c.-à-d. l'EER). Ce résultat reflète vraisemblablement le rendement assez médiocre observé sur le marché du travail canadien du début au milieu des années 1990, lequel pourrait avoir eu un effet plus néfaste sur les résultats du groupe de l'EEE, ainsi que l'adoption de modalités d'emploi non standard et la détérioration de la situation des jeunes cohortes de travailleurs sur le marché du travail (Beach et Finnie, 2004). En effet, pour les EEE, nous observons une diminution absolue des gains des hommes, tous âges confondus et pour chaque groupe d'âge, tandis que pour les EER, nous constatons une augmentation absolue des gains réels moyens des hommes, tous âges confondus et pour les travailleurs dans la force de l'âge. Fait peu étonnant, tant pour les hommes que pour les femmes, l'inégalité des gains est nettement plus prononcée dans le cas des EEE, qui sont plus hétérogènes, que dans celui des EER correspondants. Les résultats pour les EEE montrent aussi un accroissement appréciable de l'inégalité des gains, particulièrement dans le cas des hommes, contrairement aux résultats pour les EER, qui révèlent une légère diminution de l'inégalité.

7. Les deux intervalles sur lesquels nos variances sont calculées ont la caractéristique intéressante de symétrie, puisqu'ils couvrent tous deux huit années, et qu'ils épuisent l'échantillon DAL complet jusqu'à 1997. Par contre, ils ne reflètent pas des phases similaires du cycle économique. Comme les conditions macroéconomiques étaient légèrement différentes durant les deux périodes, il est possible que l'effet de tendance que nous essayons de discerner entre ces deux sous-périodes soit, dans une certaine mesure, confondu avec les effets du cycle économique. Pour tenir compte de cette éventualité, nous examinons la robustesse de nos calculs de la variance à un changement d'intervalle de temps. Nous avons omis les années tampons 1989 et 1990, de sorte que les deux sous-périodes deviennent 1982 à 1988 et 1991 à 1997. Cette omission produit deux intervalles couvrant chacun sept années, ce qui préserve la caractéristique de symétrie. Ces deux périodes commencent près du creux d'un cycle économique et se termine la sixième année d'une phase d'expansion. Les variations résultantes de la variabilité des gains de la première à la deuxième sous-période (exprimées en pourcentage) sont un peu plus importantes dans le cas des intervalles raccourcis que dans celui des intervalles complets de 1982 à 1989 et de 1990 à 1997. Néanmoins, les signes et les grandeurs relatives des variations en pourcentage au cours du temps sont assez robustes au changement des intervalles sur lesquels sont calculées les composantes de la variance. Ce profil corrobore la conjecture selon laquelle il existe une tendance séculaire d'accroissement de la variance des gains au cours du temps. À mesure que s'agrandit l'intervalle entre les deux sous-périodes (d'un intervalle nul entre les sous-périodes adjacentes de 1982 à 1989 et de 1990 à 1997 à un intervalle de deux ans), le contraste entre les mesures de dispersion s'améliore, ce qui donne à penser que la phase du cycle économique ne dicte pas nos résultats principaux.

5. Composantes de la variance selon la région et la période de référence

Dans toute notre analyse, nous commençons par estimer les profils des gains corrigés pour tenir compte du cycle de vie d'après les régressions du logarithme des gains. La variable dépendante est y_{it} , c'est-à-dire le logarithme des gains d'un individu durant une année particulière et les variables indépendantes correspondent à une quartique de l'âge pour chaque sexe pour chacun des quatre échantillons d'estimation (hommes dans l'EEE et l'EER, femmes dans l'EEE et l'EER). Les résultats de ces équations des gains (qui peuvent être obtenus auprès des auteurs) indiquent qu'un effet statistiquement significatif et fortement positif (négatif) est associé à l'âge (au carré de l'âge), ce qui est en harmonie avec la littérature empirique sur les gains.

Après avoir éliminé les effets associés à l'étape de la carrière, nous appliquons la méthode de décomposition à chaque groupe âge-sexe, par période de référence et par région. Les détails de la méthode sont exposés en annexe. Comme les résultats selon l'âge et le sexe sont présentés dans Beach, Finnie et Gray (2003), nous ne les mentionnons que brièvement ici afin de fournir un contexte pour l'exercice de décomposition et l'analyse par régression subséquente. Premièrement, la ventilation de la variation totale donne environ le tiers pour la composante transitoire et les deux tiers pour la composante permanente, résultat qui confirme celui obtenu par Gottschalk et Moffitt (1994) au moyen de données américaines plus anciennes. Deuxièmement, l'accroissement significatif de la variabilité des gains des hommes est sous-tendue principalement par la composante permanente. L'augmentation de la volatilité des gains des travailleurs autour de la courbe de leurs gains au cours du cycle de vie (c.-à-d. l'instabilité des gains) joue toutefois un rôle secondaire dans l'accroissement global de la variabilité des gains des hommes; par contre, chez les femmes, cet effet est très faible ou produit même une réduction de la variabilité globale des gains dans le cas de certains groupes d'âge. Baker et Solon (2003), qui ont étudié uniquement les hommes ayant une forte participation au marché du travail — ce qui est analogue à notre EER — ont constaté qu'au Canada, l'inégalité des gains a augmenté sensiblement de 1976 à 1992 et que cet accroissement résultait de tendances à la hausse des composantes permanente ainsi que transitoire de la variance. Ils ont également observé une ventilation d'approximativement 1/3 c. 2/3 de la variance totale des gains entre ces deux composantes et conclu que l'accroissement de la composante permanente jouait le rôle dominant dans l'augmentation de la variance totale au cours de la période, augmentation à laquelle contribuait aussi un certain accroissement de l'instabilité transitoire des gains.

Nous exprimons les résultats des calculs en valeur absolue ainsi qu'en valeur relative, par rapport à la somme des composantes permanente et transitoire. Exprimées sous forme de parts, les mesures des composantes sont des indicateurs directs de leur importance relative. Alors que la somme des deux composantes est exactement égale à la variance totale dans l'EER (rectangulaire), s'il n'existe pas, pour certains individus, des observations pour chacune des huit années de chacune des sous-périodes (c.-à-d. l'EEE), la décomposition exacte échoue. Néanmoins, dans tous nos calculs portant sur l'EEE, la divergence était peu importante en terme relatif.

Une remarque s'impose concernant l'interprétation des résultats de la décomposition. Puisqu'ils sont fondés sur des données *longitudinales*, les trois termes de la variance diffèrent de ceux de

l'inégalité classique ou des estimations de dispersion calculées d'après des données transversales. Ces dernières estimations englobent les différences à long terme entre les gains des travailleurs individuels associées au niveau de compétence et à l'activité, ainsi que les différences transitoires associées aux fluctuations à court terme des gains — combinées à un point particulier dans le temps. Puisque la variance totale calculée d'après les données longitudinales intègre aussi ces deux composantes, il s'agit de la mesure la plus comparable aux estimations transversales. Toutefois, la nouveauté de la présente étude tient à l'utilisation de données longitudinales pour ventiler ces deux composantes. La variance transitoire reflète les écarts annuels des gains par rapport à une trajectoire des gains au cours du cycle de vie et représente donc une estimation de l'*instabilité* des gains. La variance permanente représente les différences de niveau moyen des trajectoires des gains au cours du cycle de vie des travailleurs individuels. Puisqu'elle reflète les facteurs persistants à long terme, la composante permanente de la variance fournit une estimation de l'*inégalité à long terme* des gains. La discussion des résultats se concentrera surtout sur ces deux composantes.

Dans les tableaux 1 et 2, les trois termes de variance ont une valeur plus élevée pour l'EEE que pour l'EER plus homogène, ce qui n'est pas surprenant, puisque l'EEE comprend de nombreux travailleurs dont les gains sont assez faibles et instables. Toutefois, l'importance relative des composantes permanente et transitoire reste semblable pour les deux échantillons, soit environ les deux tiers pour la première et un tiers pour la seconde. Tous les termes de variance sont, en outre, généralement plus élevés pour les femmes que pour les hommes, quoique l'importance relative des deux composantes demeure à peu près semblable pour les deux sexes.

Les trois dernières colonnes des tableaux 1 et 2 indiquent que la variabilité globale des gains a augmenté de la période de 1982 à 1989 à celle allant de 1990 à 1997 et que la hausse a été limitée en grande partie aux hommes, ce qu'avaient indiqué plusieurs autres études pour le Canada ainsi que pour les États-Unis⁸. Néanmoins, la part la plus importante de cette augmentation (spécialement chez les hommes) a été dictée par l'accroissement de l'inégalité des gains à long terme. Chez les hommes, l'accroissement de l'instabilité des gains a joué un rôle secondaire dans l'augmentation de leur variance globale. Chez les femmes, par contre, l'instabilité des gains a diminué considérablement, tandis que l'inégalité à long terme s'est accrue, mais seulement de moitié par rapport à celle des hommes. Par conséquent, l'écart entre les variances des gains des femmes et des hommes a diminué appréciablement au cours de cette période.

L'analyse révèle aussi des différences régionales entre les variances des gains qui sous-tendent les effets macroéconomiques examinés à la section suivante. La variance globale des gains des travailleurs de la région de l'Atlantique est nettement la plus élevée, suivie par celle des gains des travailleurs du Québec et de l'Alberta (et de la Colombie-Britannique dans l'EEE); elle est la plus faible pour les travailleurs du Manitoba et de la Saskatchewan regroupés et de l'Ontario (pour certains sous-échantillons). L'inégalité à long terme des gains la plus importante (relativement à l'instabilité transitoire des gains) est celle observée dans la région de l'Atlantique et la plus faible en Colombie-Britannique, en Ontario et en Alberta. L'accroissement de la variabilité des gains des hommes au cours des deux sous-périodes a été le plus prononcé en Ontario et au Québec, où ont sévi des récessions assez graves au début des années 1990 et où ont eu lieu une restructuration importante de la base manufacturière et une évolution de la structure

8. Pour une revue et une décomposition récentes de l'inégalité des gains au Canada, voir Lemieux (2002).

des échanges. De nouveau, c'est en grande partie l'accroissement de l'inégalité à long terme des gains qui sous-tend les résultats dans ces régions.

6. Effets nets du changement de période, de l'âge et de la région

Nous profitons maintenant du fait que nous pouvons catégoriser les échantillons d'estimation en groupes âge-sexe selon la région géographique pour produire une ventilation plus détaillée à laquelle nous pouvons appliquer une régression multivariée. Ce cadre de régression est semblable à celui adopté par Sharpe et Zybblock (1997). Comme il existe quatre groupes d'âge (niveau d'entrée, jeunes, force de l'âge et âgés) pour chaque sous-période dans chacune des six régions, nous produisons 48 cellules. Pour chacune d'elles, nous calculons la variance totale, la composante transitoire et la composante permanente pour les quatre échantillons, c'est-à-dire hommes de l'EES, femmes de l'EES, hommes de l'EER et femmes de l'EER. Puis nous exprimons chacun de ces trois termes de variance sous forme de variable dépendante dans une fonction de régression linéaire d'un ensemble de variables binaires pour les six régions (où l'Ontario est la catégorie omise) et un autre ensemble pour les quatre groupes d'âge (où les travailleurs dans la force de l'âge représentent la catégorie omise). Comme 3 équations sont ajustées pour chacun des 4 échantillons, nous estimons, en tout, 12 régressions.

Le tableau 3 donne les résultats complets pour les équations modélisant la variation totale des gains. Comme il faut s'y attendre avec des données agrégées, les valeurs du coefficient (corrigé) de détermination sont élevées, soit environ 0,86. Pour les deux sexes, ainsi que pour l'EES et l'EER, la variance nette des gains est significativement plus élevée pour les provinces de l'Atlantique (par rapport à l'Ontario). Des effets positifs nets plus faibles sont également observés pour la Colombie-Britannique et l'Alberta et, de nouveau, de légers effets négatifs sont enregistrés pour le Manitoba et la Saskatchewan.

La variance totale des gains varie également selon l'âge, quoique de façon plus significative pour les hommes. La courbe de la variance totale des gains des hommes selon l'âge est en forme de U ou de soucoupe, les travailleurs les plus jeunes et les plus âgés connaissant les variances les plus fortes. Chez les femmes, la variance totale des gains augmente généralement avec l'âge, mais les écarts sont habituellement plus faibles que pour les hommes. La composante de la variance permanente (non présentée) a tendance à augmenter avec l'âge, car les différences de gains s'accroissent généralement au cours du cycle de vie. Par contre, la composante de l'instabilité des gains a tendance à diminuer avec l'âge, car la mobilité de l'emploi décroît habituellement à mesure que les travailleurs vieillissent, sauf, exception notable, dans le cas des hommes âgés.

L'accroissement séculaire de la variance des gains (tableaux 1 et 2) s'observe aussi si l'on tient compte de l'effet des différences entre régions et entre groupes d'âge. Le tableau sommaire 1 présente les coefficients de la variance totale (au tableau 3) et des composantes transitoire et permanente⁹ pour le passage de la sous-période allant de 1982 à 1989 à celle allant de 1990 à 1997. De nouveau, les augmentations ne sont significatives que pour les hommes, mais elles s'observent pour les trois mesures de la variance et sont plus fortes pour les travailleurs dont les antécédents de gains sont discontinus. Pour les deux échantillons, l'accroissement de la composante permanente excède de loin celui de la composante transitoire.

9. Les résultats des spécifications complètes des équations pour les composantes transitoire et permanente peuvent être obtenues sur demande auprès des auteurs.

Tableau sommaire 1 : Estimations par la régression des effets nets de changement de période variable dépendante : variance totale et composantes

Changement de période (période la plus récente par rapport à la période antérieure)	Hommes			Femmes		
	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente
EEE	0,066** (0,012)	0,020** (0,005)	0,053** (0,01)	0,003 (0,009)	-0,003 (0,004)	0,007 (0,008)
EER	0,040** (0,011)	0,000 (0,004)	0,038** (0,008)	0,012 (0,006)	-0,001 (0,004)	0,010 (0,006)

Notes : N = 48; erreurs-types entre parenthèses; ** (*) indique que le résultat est statistiquement significatif au niveau de signification de 1 % (5 %).

7. Effets des facteurs macroéconomiques sur l'inégalité et l'instabilité des gains

Comme nous l'avons déjà mentionné, la composante permanente de la variance peut être considérée comme une estimation de l'inégalité à long terme des gains des travailleurs sur chacune des deux sous-périodes. La composante transitoire de la variance est une estimation de la variation annuelle moyenne des gains des travailleurs, c'est-à-dire de l'instabilité des gains, sur un intervalle donné. Il est particulièrement intéressant de se concentrer sur ces deux éléments séparément, puis de considérer les effets sur la variance totale comme étant simplement le résultat net des effets sur les deux composantes. Moffitt et Gottschalk (2002) font remarquer que, dans la littérature sur l'inégalité des gains, la plupart des estimations des « effets de percolation » sur l'inégalité — et, en fait, la plupart des discussions de l'inégalité — s'appuient uniquement sur des données sur les gains totaux qui ne sont pas corrigés d'une source importante de microvariation des gains des travailleurs, mais cette correction est faite maintenant dans notre cadre de régression.

L'ensemble de régressions qui suit est fondé sur la même structure de données que celle qui vient d'être présentée : en tout, nous estimons 12 équations correspondant à 3 variables dépendantes (une pour chaque mesure de la variance) pour 4 échantillons (hommes de l'EEE, hommes de l'EER, femmes de l'EEE et femmes de l'EER). Dans ces spécifications, l'ensemble de variables binaires provinciales est remplacé par deux variables reflétant les conditions macroéconomiques en vigueur dans chaque région durant chacune des deux sous-périodes de huit années, à savoir le taux de chômage moyen et le taux de croissance du PIB réel. Ce dernier est calculé sur chaque intervalle sous forme du rapport du PIB réel la dernière année au PIB réel la première année moins une unité, qui produit le taux cumulatif de croissance exprimé sous forme décimale¹⁰. Les coefficients estimés de ces indicateurs sont identifiés selon la variation

10. Puis, nous calculons la moyenne par région des valeurs observées pour chaque province en utilisant comme poids les tailles relatives de population. Ensuite, nous calculons la moyenne sur la période de huit ans des moyennes des taux annuels de chômage.

interrégionale et selon la variation intertemporelle sur les deux sous-périodes. Malgré cela, ces indicateurs présentent une variation considérable. Pour le Canada dans son ensemble, le PIB réel a augmenté de 31,7 % de 1982 à 1989, puis de 15,8 % seulement de 1990 à 1997. Durant la première sous-période, le taux de croissance le plus élevé a été observé pour l'Ontario (41,0 %¹¹) et durant la deuxième, pour l'Alberta (32,8 %). La croissance la plus lente a eu lieu au Manitoba et en Saskatchewan (20,9 %) durant la première sous-période et dans la région de l'Atlantique (9,2 %) durant la seconde. En ce qui concerne la croissance de l'emploi, l'Ontario a pris la tête de 1982 à 1989, avec un taux de 23,6 %, mais celui-ci a dégringolé par la suite et n'était plus que de 2,4 % de 1990 à 1997. Les chiffres correspondants pour le Québec sont de 18,3 % et 1,7 %, respectivement. Par ailleurs, en Colombie-Britannique, la croissance de l'emploi a été de 20,5 % durant la première sous-période et de 20,2 % durant la seconde. Bien que le taux de chômage soit demeuré élevé au cours des deux sous-périodes au Canada atlantique et au Québec, il est passé d'une moyenne de 7,5 % à 9,1 % d'une sous-période à l'autre en Ontario, mais a diminué, pour passer de 9,3 % à 7,9 % en Alberta et de 12,4 % à 9,1 % en Colombie-Britannique. Donc, nous avons observé une assez grande diversité de profils. Notons que nous considérons ces régressions non pas comme des relations économiques causales ou structurelles, mais simplement comme le reflet d'une relation statistique sommaire au cours de la période.

8. Résultats des régressions avec les indicateurs macroéconomiques

Les résultats des équations de régression contenant le taux moyen de chômage et le taux de croissance du PIB réel figurent aux tableaux 4 (pour la variance totale), 5 (pour la variance permanente) et 6 (pour la variance transitoire). Les effets de l'âge et du changement de période sont les mêmes que ceux déjà discutés. Pour les variables continues, comme les indicateurs macroéconomiques, la sensibilité est souvent mieux représentée par les élasticités (évaluées à la moyenne d'échantillon) des résultats des tableaux 4 à 6 et présentées au tableau sommaire 2.

Fait peu surprenant, les trois mesures de la variance sont plus sensibles aux fluctuations du taux de chômage (une mesure directe du marché du travail) qu'aux variations du taux de croissance du PIB (une mesure de la production). Elles sont également plus sensibles dans le cas des hommes que des femmes, sans doute à cause de la concentration plus forte des premiers dans les secteurs primaire, de la fabrication, du transport et de la construction qui réagissent davantage aux phases du cycle économique. Les effets macroéconomiques sur la variance transitoire ou instabilité des gains que nous observons correspondent assez bien à ceux prévus par la théorie classique du marché du travail. Les périodes économiques favorables (c.-à-d. à forte croissance économique) sont associées à des profils d'emploi plus stables, de sorte que l'instabilité des gains diminue, davantage pour les hommes que pour les femmes et davantage pour l'EEE, qui comprend des travailleurs ayant des emplois plus irréguliers ou intermittents. La diminution des taux de chômage et, par conséquent, le rétrécissement du marché du travail réduisent aussi l'instabilité des gains, de nouveau davantage pour les hommes que pour les femmes, à cause de la nature généralement plus cyclique de l'activité des secteurs dans lesquels sont concentrés les hommes. Pourtant, curieusement, cet effet est plus prononcé dans l'EER que dans l'EEE, bien que l'EER soit plus homogène. Il semble donc que la restructuration des lieux de travail durant la récession (du début des années 1990) a eu au moins autant de retombées sur les emplois mieux rémunérés des travailleurs qui participent à temps plein au marché du travail que sur les emplois à rémunération relativement faible et sur les travailleurs ne participant que de façon intermittente

11. Tous les chiffres sont tirés de Statistique Canada (2003) : 105, 109.

au marché du travail (au tableau 6, les coefficients du taux de chômage sont essentiellement les mêmes pour l'EEE et l'EER, aussi bien pour les hommes que pour les femmes).

Tableau sommaire 2 : Élasticité des mesures de la variance par rapport au taux de chômage et au taux de croissance du PIB réel

	Hommes			Femmes		
	Variance Totale	Variance transitoire	Variance permanente	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente
Échantillon d'estimation étendu (EEE)						
TC	0,1195*	0,1714*	0,0437	0,1179**	0,0382	0,1192**
CP	0,0159	-0,0440**	0,0386**	0,0262**	-0,0303*	0,0468**
Échantillon d'estimation restreint (EER)						
TC	0,3221**	0,3092**	0,3464**	0,2420**	0,1009	0,3067**
CP	0,0451**	-0,0258	0,0766**	0,0550**	-0,0212	0,0878**

Notes : ** (*) indique que le résultat est statistiquement significatif au niveau de signification de 1 % (5 %). TC est l'abréviation de taux de chômage et CP est celle de croissance du PIB réel.

Les effets macroéconomiques sur la variance permanente des gains, c'est-à-dire les différences à long terme entre les gains des travailleurs, soulèvent certaines questions intéressantes. Les résultats bruts des tableaux 1 et 2, ainsi que la théorie économique donnent à penser que, durant les périodes de prospérité et d'expansion économique, les écarts salariaux diminuent et les travailleurs peu spécialisés et faiblement rémunérés bénéficient de façon disproportionnée du rétrécissement du marché du travail, de sorte que l'inégalité des gains devrait s'atténuer, tandis que, durant les périodes de croissance lente et de récession économique, l'opposé se produit, et que ces effets devraient être plus prononcés dans le cas de l'EEE que dans celui de l'EER, le premier étant plus hétérogène. Il est vrai, en effet, que la croissance plus lente observée de 1990 à 1997 est associée à un accroissement des mesures de la composante permanente de la variance et de la variance totale. Cependant, nous observons au tableau sommaire 2 que les effets de la croissance du PIB sur la variance permanente, ou inégalité à long terme entre les travailleurs (ainsi que sur la variance totale) sont *positifs*, et qu'ils sont considérablement plus importants dans le cas de l'EER que dans celui de l'EEE et sont, en fait, légèrement plus prononcés pour les femmes que pour les hommes. En outre, chacun de ces quatre effets estimés est fortement significatif du point de vue statistique. Ce résultat distinctif et robuste demande une explication.

La théorie classique qui remonte aux années 1960 et 1970 était fondée sur la notion que « la marée montante soulève tous les bateaux » combinée à l'interprétation des conséquences cycliques des résultats d'une analyse spécifique, axée sur le capital humain, et d'une analyse standard, axée sur l'offre et la demande, des écarts salariaux au cours du cycle économique. Toutefois, les résultats de la présente étude, particulièrement ceux pour les années 1990, laissent entendre que d'autres facteurs pourraient aussi avoir un effet dominant. Ce nouveau paradigme est fondé sur les phénomènes plus récents de restructuration économique et d'évolution démographique auxquelles il est fait allusion dans l'introduction du présent document. Les provinces à forte croissance, comme l'Ontario et la Colombie-Britannique (et dans une certaine mesure l'Alberta) ont suscité un influx important de jeunes travailleurs (dont le niveau des gains a tendance à être assez faible et a effectivement baissé significativement comparativement à la

génération de jeunes précédente) et d'immigrants (dont les gains ont également baissé significativement comparativement à ceux des non-immigrants au cours des 20 dernières années). En effet, les niveaux globaux d'immigration ont augmenté du milieu à la fin des années 1980, et se sont maintenus à une valeur beaucoup plus élevée durant les années 1990 que durant les années 1960 et 1970. Les années 1990 ont été caractérisées par une diminution nette du taux de croissance — effectivement une réduction de l'effectif — du secteur public (où l'emploi a habituellement été plus stable et les écarts salariaux plus faibles que dans le secteur privé), une diminution du taux global de syndicalisation dans le secteur privé au Canada et une progression vers la déréglementation de certaines industries, comme celles des compagnies aériennes et des télécommunications.

De façon plus générale, deux phénomènes ont fait couler beaucoup d'encre en économie au cours de la dernière décennie, en tant que principales explications de l'accroissement observé de l'inégalité des gains des travailleurs, à savoir le progrès de la mondialisation, l'externalisation et le commerce international, d'une part, et le début d'un ère de progrès technique axé sur des compétences spécialisées reposant sur la technologie de l'information récente basée sur les microprocesseurs, d'autre part — les deux prétendues hypothèses « TI » (Katz et Autor, 1999; Beach, 2004). D'aucuns ont soutenu que l'une et l'autre ont des effets énormes sur la restructuration économique et la réorganisation des lieux de travail. L'Accord de libre-échange entre le Canada et les États-Unis est entré en vigueur en 1989 et l'Accord de libre-échange nord-américain, en janvier 1994. Selon Courchene et Telmer (1998) et d'autres auteurs, ces accords ont suscité une réorientation massive de la structure commerciale canadienne d'un axe est-ouest à un axe nord-sud, ainsi qu'un accroissement correspondant de la concurrence sur les marchés des produits, donc une plus grande sensibilisation aux coûts et à la restructuration des conditions de travail. Les nouvelles technologies de l'information conjuguées aux pressions en vue de réduire les coûts ont également entraîné la recherche de nouveaux moyens de réorganiser les opérations sur les lieux de travail et de restructurer les relations d'emploi grâce à l'externalisation et à l'adoption d'un plus grand nombre de régimes de travail non standard (Bartel et coll., 2005). Le fait que ces vastes changements aient généralement été mis en œuvre dans les régions du pays dont l'économie croît rapidement et est fortement axée sur la fabrication pourrait expliquer une partie de l'accroissement de l'inégalité des gains. Souvenons-nous, par exemple, de l'augmentation importante de la composante permanente de la variance en Ontario et, dans une moindre mesure, au Québec et en Alberta, indiquée par les résultats des tableaux 1 et 2, régions où la croissance est la plus rapide et, donc, où les effets sont les plus évidents. Souvenons-nous aussi des coefficients positifs de la croissance du PIB pour la variance permanente au tableau sommaire 2. Enfin, ces pressions pourraient peut-être expliquer pourquoi les effets se manifestent encore plus fortement dans les lieux de travail de l'EER que dans les lieux de travail de l'EEE où l'emploi est plus intermittent. L'adaptation au paradigme de la « nouvelle économie » se fait vraisemblablement plus rapidement dans les provinces dont l'économie croît rapidement et est davantage axée sur la fabrication, et cette composante de la croissance et de la restructuration est celle que reflètent les effets de la croissance du PIB (CP) dans le tableau sommaire 2. S'il en est ainsi, il conviendrait de réexaminer dans l'ensemble les arguments en faveur des effets macroéconomiques sur l'inégalité des gains (et les voies par lesquelles ces phénomènes s'exercent) durant la transition à la « nouvelle économie ».

9. Exercice de simulation d'une reprise économique

Les discussions des résultats des régressions ont trait aux influences, toutes choses étant égales par ailleurs, des deux indicateurs macroéconomiques. Cependant, le taux de croissance du PIB réel et le degré de resserrement du marché du travail ne varient pas indépendamment l'un de l'autre; au contraire, il existe entre eux une forte corrélation positive. Il est donc logique d'examiner *conjointement* les effets du taux de chômage et du taux de croissance du PIB au moyen d'une simulation intégrant les effets macroéconomiques susmentionnés. Par souci de commodité, nous choisissons un scénario de reprise économique — « période de bon temps » en langage populaire — caractérisée par une augmentation d'un écart-type du taux de croissance du PIB réel (+0,32) combinée à une réduction d'un écart-type du taux de chômage (-2,4). Comme nous l'avons mentionné plus haut, le dernier facteur réduit toutes les composantes de la variance, tandis que le premier a des effets opposés sur les composantes d'inégalité à long terme et d'instabilité des gains. La variation en pourcentage résultante des composantes de la variance (calculée d'après les coefficients de régression des tableaux 4 à 6) est présentée au tableau 7 et les signes des effets sont présentés au tableau sommaire 3.

Tableau sommaire 3 : Effets de la prospérité macroéconomiques sur les gains : variance totale et composantes

Sous-échantillon	Composante de la variance	Effet individuel du taux de chômage	Effet individuel de la croissance du PIB réel	Effet combiné de la prospérité macro-économique	Effet total de la prospérité macro-économique sur la variation totale
EER-hommes	permanente	positif	positif	négatif	négatif
	transitoire	positif	négatif	négatif	
EEE-hommes	permanente	positif	positif	positif	négatif
	transitoire	positif	négatif	négatif	
EER-femmes	permanente	positif	positif	positif	négatif
	transitoire	positif	négatif	négatif	
EEE-femmes	permanente	positif	positif	positif	négatif
	transitoire	positif	négatif	négatif	

Plusieurs résultats se dégagent de cet exercice de simulation. Premièrement, sauf pour les hommes de l'EER, l'inégalité à long terme des gains (c.-à-d. la composante permanente) continue de croître en période de prospérité économique, à cause de l'effet dominant de la croissance du PIB. Deuxièmement, par contraste, l'instabilité des gains (c.-à-d. la composante transitoire) diminue en période de prospérité économique, à cause de l'effet important du taux de chômage combiné à l'effet négatif de la croissance sur l'instabilité. L'effet combiné des facteurs de prospérité macroéconomique est nettement plus prononcé sur l'instabilité des gains que sur leur inégalité à long terme; cette constatation tient pour les hommes ainsi que pour les femmes, et pour l'EER ainsi que pour l'EEE. Troisièmement, étant donné un climat de prospérité

macroéconomique, la réduction de l'instabilité des gains est si forte qu'elle domine l'accroissement de l'inégalité à long terme des gains au point de produire une réduction nette de la variance totale en cas de plus grande prospérité économique, bien que la part de la variance totale imputable à la composante permanente soit beaucoup plus importante. Autrement dit, une conjoncture macroéconomique favorable a tendance à réduire la variation globale des gains, malgré les effets opposés sur ses deux composantes; elle réduit aussi le rapport de la variance transitoire à la variance permanente et augmente le rapport de la variance permanente à la variance totale.

10. Conclusion

L'étude vise à étudier la variabilité des gains des travailleurs au Canada par application d'une méthode de décomposition de la variance aux données du fichier de la banque de données administratives longitudinales (DAL) couvrant la période allant de 1982 à 1997. La variation totale des gains entre les individus et au cours du temps est ventilée en deux composantes, à savoir les différences de gains persistantes entre les individus après avoir tenu compte de la forme générale des profils âge-gains (c.-à-d. inégalité permanente ou à long terme des gains) et les variations annuelles des gains par rapport à chaque profil des gains corrigés en fonction de l'âge (c.-à-d. l'instabilité des gains). Les apports de la présente étude sont i) l'examen de la variabilité des gains des travailleurs au Canada de 1982 à 1997 et de la façon dont cette variabilité a évolué en fonction de deux indicateurs macroéconomiques, c'est-à-dire le taux de chômage et le taux de croissance du PIB réel au cours de la période et ii) la fourniture de données de référence sur la variabilité des gains des hommes et des femmes, ainsi que sur celle des gains d'un échantillon étendu de participants au marché du travail allant au-delà des travailleurs ayant un emploi régulier.

Plusieurs résultats importants se dégagent de l'étude. Premièrement, la simple inspection des données et leur analyse par régression révèlent une augmentation de la variabilité globale des gains entre 1982 à 1989 et 1990 à 1997 limitée en grande partie aux hommes. Cette augmentation avait été observée dans le cadre de plusieurs autres études au Canada ainsi qu'aux États-Unis. Cependant, cette accroissement de la variabilité des gains est sous-tendue en majorité (particulièrement chez les hommes) par un accroissement de l'inégalité à long terme des gains. Parmi l'échantillon plus étendu d'hommes sur le marché du travail, l'augmentation de l'inégalité à long terme des gains représente de 59 % à 134 % de la variabilité plus forte des gains, tandis que dans l'échantillon d'hommes ayant un emploi régulier, elle représente pour ainsi dire toute la croissance. L'instabilité accrue des gains des travailleurs a joué un rôle secondaire dans l'accroissement global de la variabilité des gains des hommes, tandis que chez les femmes, cette variation a été très faible ou, dans le cas de certains groupes d'âge, a donné lieu à une réduction de la variabilité globale des gains des femmes. Par conséquent, l'écart entre les variances des gains des femmes (qui affichent les variances les plus élevées) et des hommes a diminué appréciablement.

Deuxièmement, le taux de chômage et le taux de croissance du PIB réel ont tous deux un effet statistiquement significatif sur la variabilité totale des gains et sur ses deux composantes, le taux de chômage ayant des effets nettement plus prononcés en ce qui concerne les élasticités. Le profil des effets du taux de chômage et du taux de croissance du PIB sur l'instabilité des gains corrobore en grande partie les arguments classiques cycliques du marché du travail où le

chômage et l'instabilité des gains augmentent durant les récessions et les périodes de faible croissance, puis diminuent de nouveau durant les périodes subséquentes d'expansion et de resserrement du marché du travail. Cependant, l'effet estimé du taux de croissance sur l'inégalité à long terme des gains ne concorde pas avec les arguments classiques. Il est, au contraire, plus en accord avec un nouveau paradigme selon lequel la croissance économique la plus récente est associée à la restructuration économique et à la réorganisation des lieux de travail en réponse à l'évolution de la structure des échanges et au progrès technique fondé sur l'information qui accroissent l'inégalité des gains sur le marché du travail. L'effet positif du taux de croissance est également plus prononcé chez les travailleurs ayant un emploi régulier que chez ceux liés moins fortement au marché du travail.

Troisièmement, quand les effets du taux de chômage et du taux de croissance du PIB sont examinés conjointement dans une analyse en simulation, l'amélioration macroéconomique (grâce à une plus forte croissance et à une réduction du taux de chômage) réduit la variabilité globale des gains, car la diminution de l'instabilité des gains surpasse l'accroissement général de l'inégalité à long terme des gains entre les travailleurs.

Méthode de décomposition de la variance

Le point de départ commun est la variance (du logarithme) des gains d'un travailleur au cours du temps. Considérons les variables suivantes :

y_{it} = logarithme des gains de la personne i durant l'année t

T_i = nombre d'années pour lesquelles des données sur les gains sont observées pour la personne i , $i = 1, \dots, N$

et $K = \sum_{i=1}^N N \cdot \bar{T}$

où la barre au-dessus du symbole de la variable indique une moyenne d'échantillon.

\bar{T} est donc le nombre moyen d'années pour lesquelles des données sur les gains existent pour l'échantillon de N travailleurs. Il s'ensuit que

$$\bar{y}_i = \frac{1}{T_i} \sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$$

est la moyenne (du logarithme) des gains sur les années de déclaration de gains du travailleur i et que :

$$\bar{y} = \frac{1}{K} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} y_{it}$$

est le niveau moyen global (du logarithme) des gains sur l'ensemble des travailleurs dans l'ensemble de données. La mesure de la variation totale des gains utilisée est alors une estimation sans biais de la variance globale ou totale :

$$\text{Var}_{\text{Totale}} = \frac{1}{(K-1)} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^{T_i} (y_{it} - \bar{y})^2 \quad (1)$$

Cette expression reflète à la fois la variation des gains de chaque travailleur au cours du temps et la variation des gains d'un travailleur à l'autre à un point donné dans le temps. On peut lancer le processus de décomposition en définissant une mesure de la variance transitoire, ou instabilité temporaire des gains de la forme :

$$\text{Var}_{\text{Transitoire}} = \underbrace{\text{avg}}_i \left[\underbrace{\text{var}}_t (y_{it}) \right] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left[\left(\frac{1}{T_i - 1} \right) \sum_{t=1}^{T_i} (y_{it} - \bar{y}_i)^2 \right] = \hat{\sigma}_{tr}^2 \quad (2)$$

La quantité susmentionnée représente la moyenne de la variance entre périodes (du logarithme) des gains sur l'ensemble des travailleurs. La mesure qui figure entre crochets est une estimation (sans biais) de la volatilité ou instabilité d'une année à l'autre (du logarithme) des gains du travailleur i .

L'étape suivante consiste à définir une mesure de la variance persistante ou permanente des gains de la forme :

$$\text{Var}_{\text{ Permanente}} = \left(\frac{1}{N-1} \right) \sum_{i=1}^N \left(\bar{y}_i - \bar{y} \right)^2 - \frac{\hat{\sigma}_w^2}{T}. \quad (3)$$

Quoique l'expression (3) entière soit moins intuitive que l'expression (2), le terme de gauche reflète essentiellement la variation des gains (dont on a déjà calculé la moyenne au cours du temps pour chaque travailleur) pour l'ensemble des travailleurs compris dans l'échantillon. On peut alors montrer que la variance totale est égale à la somme de la variance transitoire et de la variance permanente, ce qui donne une décomposition pratique de la variance totale. En utilisant la même notation que précédemment, nous avons :

$$\text{Var}_{\text{ Totale}} = \text{Var}_{\text{ Transitoire}} + \text{Var}_{\text{ Permanente}} \quad (4)$$

à condition que $T_i = T$ pour tout i , ce qui signifie que le nombre d'observations dans la série chronologique est le même pour tous les individus contenus dans l'échantillon.

Lors de l'application des formules (1), (2) et (3), y_{it} est remplacé par (le logarithme) des gains corrigée en fonction du cycle de vie obtenu comme suit :

$$y_{ait} / \ln Y_{it} - (\ln Y_{it}) \text{ estimé}, \quad (5)$$

où $\ln Y_{it}$ représente (le logarithme) des gains réels déclarés et $(\ln Y_{it})$ estimé est le logarithme des gains prévus d'après l'équation de régression par la MCO du logarithme des gains sur une quartile de l'âge; y_{ait} est donc généré sous forme de logarithme des gains net des effets associés à l'âge. Par conséquent, dans l'équation (2), la mesure entre crochets traduit la variance corrigée en fonction du cycle de vie (du logarithme) des gains, ou la variation (du logarithme) des gains autour de la trajectoire des gains au cours du cycle de vie du travailleur. L'expression (2) complète reflète la moyenne sur l'ensemble des travailleurs de cette variabilité des gains. De même, la formule (3) reflète essentiellement les différences de niveau des trajectoires des gains au cours du cycle de vie entre les travailleurs. Puisque nous n'estimons qu'une seule régression (du logarithme) des gains au cours du cycle de vie pour l'ensemble des travailleurs (selon le sexe) compris dans notre échantillon, les travailleurs très spécialisés, dont la trajectoire des gains est élevée, auront une série de grandes valeurs positives de y_{ait} et les travailleurs peu spécialisés, dont la trajectoire des gains est faible, auront une série de grandes valeurs négatives de y_{ait} . La variance transitoire reflète la volatilité des gains autour des trajectoires au cours du cycle de vie des individus, tandis que la variance permanente reflète la variation plus persistante du logarithme des gains entre les travailleurs ayant des trajectoires de gains au cours du cycle de vie de niveau différent (c.-à-d. entre des travailleurs dont le niveau de compétence diffère).

Dans le cas où T_i n'est pas le même pour tous les travailleurs de l'échantillon, la décomposition donnée par l'équation (4) n'est plus exacte mais uniquement approximative. Cette remarque, qui s'applique à tous les cas de panel non équilibré, est pertinente en ce qui a trait à la distinction entre l'EER et l'EEE dans la présente étude.

Tableau 1 : Décomposition de la variabilité des gains, 1982 à 1989 c. 1990 à 1997, selon la région pour les hommes

Échantillon	1982 à 1989			1990 à 1997			Variation en pourcentage entre les périodes		
	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente
EEE :									
Atlantique	0,6911	0,2310	0,5458	0,7246	0,2540	0,5785	4,85	9,96	5,99
Québec	0,5443	0,2320	0,4213	0,6341	0,2638	0,5056	16,50	13,71	20,01
Ontario	0,5394	0,2376	0,4279	0,6403	0,2808	0,5158	18,71	18,18	20,54
Man./Sask.	0,5741	0,2255	0,4819	0,6037	0,2229	0,5233	5,16	- 1,15	8,59
Alberta	0,6133	0,2747	0,4540	0,6508	0,2568	0,5242	6,11	- 6,52	15,46
C.-B.	0,6104	0,2806	0,4654	0,6655	0,2795	0,5473	9,03	- 0,04	17,60
EER :									
Atlantique	0,4890	0,1266	0,3624	0,5092	0,1284	0,3808	4,13	1,42	5,08
Québec	0,3440	0,1154	0,2286	0,3948	0,1177	0,2771	14,77	1,99	21,22
Ontario	0,3121	0,1117	0,2004	0,3578	0,1111	0,2467	14,64	- 0,54	23,10
Man./Sask.	0,3150	0,1001	0,2150	0,3562	0,0973	0,2589	13,08	- 2,80	20,42
Alberta	0,3690	0,1358	0,2332	0,3932	0,1155	0,2776	6,56	-14,95	19,04
C.-B.	0,3394	0,1307	0,2087	0,3530	0,1136	0,2394	4,01	-13,08	14,71

Note : EEE : Échantillon d'estimation étendu, EER : Échantillon d'estimation restreint.

Tableau 2 : Décomposition de la variabilité des gains, 1982 à 1989 c. 1990 à 1997, selon la région pour les femmes

Échantillon	1982 à 1989			1990 à 1997			Variation en pourcentage entre les périodes		
	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente
EEE :									
Atlantique	0,8344	0,2844	0,6321	0,8076	0,2585	0,6405	- 3,21	- 9,11	1,33
Québec	0,6959	0,2866	0,5212	0,7023	0,2670	0,5550	0,92	- 6,84	6,49
Ontario	0,6967	0,2980	0,5146	0,7169	0,2858	0,5672	2,90	- 4,09	10,22
Man./Sask.	0,6954	0,2858	0,5241	0,6686	0,2548	0,5364	- 3,85	-10,85	2,35
Alberta	0,7223	0,3311	0,5029	0,7292	0,3006	0,5479	0,96	- 9,21	8,95
C.-B.	0,7435	0,3305	0,5279	0,7455	0,3062	0,5697	0,27	- 7,35	7,92
EER :									
Atlantique	0,6063	0,1501	0,4562	0,5824	0,1348	0,4477	-3,94	-10,19	- 1,86
Québec	0,4397	0,1457	0,2939	0,4579	0,1321	0,3257	4,14	- 9,35	10,82
Ontario	0,4431	0,1560	0,2871	0,4480	0,1318	0,3162	1,11	-15,51	10,14
Man./Sask.	0,4370	0,1536	0,2834	0,4247	0,1255	0,2990	-2,81	-18,29	5,50
Alberta	0,4481	0,1770	0,2711	0,4634	0,1532	0,3101	3,41	-15,45	14,39
C.-B.	0,4510	0,1707	0,2803	0,4588	0,1539	0,3050	1,73	- 9,84	8,81

Note : EEE : Échantillon d'estimation étendu, EER : Échantillon d'estimation restreint.

Tableau 3 : Analyse par régression de la variance totale pour divers échantillons : effet net du changement de période, du groupe d'âge et de la région

Variable indépendante	Hommes		Femmes	
	EEE	EER	EEE	EER
Changement de période (période la plus récente par rapport à la période antérieure)	0,066** (0,012)	0,040** (0,011)	0,003 (0,009)	0,012 (0,006)
Niveau d'entrée	0,052** (0,017)	0,118** (0,016)	-0,104** (0,013)	-0,015 (0,009)
Jeunes	0,002 (0,017)	-0,005 (0,016)	0,021 (0,013)	0,006 (0,009)
Âgés	0,204** (0,017)	0,173** (0,016)	0,036* (0,013)	0,047** (0,009)
Province de l'atlantique	0,084** (0,021)	0,147** (0,019)	0,094** (0,016)	0,136** (0,011)
Québec	-0,017 (0,021)	0,027 (0,019)	-0,011 (0,016)	0,009 (0,011)
Manitoba et Saskatchewan	-0,013 (0,021)	-0,003 (0,019)	-0,030* (0,016)	-0,020* (0,011)
Alberta	0,030 (0,021)	0,032 (0,019)	0,013 (0,016)	0,011 (0,011)
C.-B.	0,046* (0,021)	0,016 (0,019)	0,033* (0,016)	0,016 (0,011)
Constante	0,540** (0,019)	0,303** (0,017)	0,715** (0,014)	0,436** (0,01)
R ² (corrigé)	0,84	0,86	0,86	0,86
Erreur-type	0,043	0,038	0,031	0,022

Notes : N = 48; la catégorie omise pour les régions est l'Ontario; la catégorie omise pour les groupes d'âges est le groupe de travailleurs dans la force de l'âge; les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses; **(*) indique que le résultat est statistiquement significatif au niveau de signification de 1 % (5 %).

Tableau 4 : Analyse par régression de la variance totale pour divers échantillons : effet net du changement de période, du groupe d'âge et des indicateurs macroéconomiques

Variable indépendante	Hommes		Femmes	
	EEE	EER	EEE	EER
Changement de période (période la plus récente par rapport à la période antérieure)	0,075** (0,015)	0,057** (0,013)	0,018 (0,01)	0,032** (0,008)
Niveau d'entrée	0,052* (0,02)	0,119** (0,017)	-0,104** (0,015)	-0,015 (0,011)
Jeunes	0,002 (0,02)	-0,005 (0,017)	0,021 (0,015)	0,006 (0,011)
Âgés	0,204** (0,02)	0,173** (0,017)	0,036* (0,015)	0,047** (0,011)
Taux de chômage	0,008* (0,003) [0,119]	0,013** (0,003) [0,322]	0,008** (0,002) [0,118]	0,011** (0,002) [0,242]
Croissance du PIB réel	0,036 (0,027) [0,016]	0,068** (0,023) [0,045]	0,066** (0,02) [0,026]	0,091** (0,015) [0,055]
Constante	0,470** (0,035)	0,172** (0,031)	0,620** (0,026)	0,310** (0,02)
R ² (corrigé)	0,78	0,82	0,76	0,79
Erreur-type	0,049	0,043	0,036	0,027
Y-barre	0,66	0,43	0,72	0,48

Notes : N = 48; les élasticités à la moyenne sont présentées entre crochets pour les variables macroéconomiques; la catégorie omise pour les groupes d'âges est le groupe des travailleurs dans la force de l'âge; les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses; **(*) indique que le résultat est statistiquement significatif au niveau de signification de 1 % (5 %).

Tableau 5 : Analyse par régression de la variance permanente pour divers échantillons : effet net du changement de période, du groupe d'âge et des indicateurs macroéconomiques

Variable indépendante	Hommes		Femmes	
	EEE	EER	EEE	EER
Changement de période (période la plus récente par rapport à la période antérieure)	0,066** (0,012)	0,056** (0,01)	0,025* (0,009)	0,032** (0,007)
Niveau d'entrée	-0,120** (0,016)	0,022 (0,014)	-0,246** (0,012)	-0,083** (0,01)
Jeunes	-0,061** (0,016)	-0,027 (0,014)	-0,067** (0,012)	-0,033** (0,01)
Âgés	0,072** (0,016)	0,108** (0,014)	-0,003 (0,012)	0,043** (0,01)
Taux de chômage	0,002 (0,003) [0,044]	0,010** (0,024) [0,346]	0,006** (0,002) [0,119]	0,010** (0,002) [0,307]
Croissance du PIB réel	0,066** (0,021) [0,039]	0,080** (0,018) [0,077]	0,087** (0,016) [0,047]	0,103** (0,013) [0,088]
Constante	0,444** (0,028)	0,119** (0,025)	0,510** (0,022)	0,206** (0,017)
R ² (corrigé)	0,81	0,80	0,93	0,89
Erreur-type	0,038	0,034	0,03	0,023
Y-barre	0,49	0,3	0,53	0,34

Notes : N = 48; les élasticités à la moyenne sont présentées entre crochets pour les variables macroéconomiques; la catégorie omise pour les groupes d'âges est le groupe des travailleurs dans la force de l'âge; les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses; **(*) indique que le résultat est statistiquement significatif au niveau de signification de 1 % (5 %).

Tableau 6 : Analyse par régression de la variance transitoire pour divers échantillons : effet net du changement de période, du groupe d'âge et des indicateurs macroéconomiques

Variable indépendante	Hommes		Femmes	
	EEE	EER	EEE	EER
Changement de période (période la plus récente par rapport à la période antérieure)	0,015* (0,007)	0,000 (0,004)	-0,007 (0,006)	-0,002 (0,004)
Niveau d'entrée	0,090** (0,009)	0,100** (0,006)	0,059** (0,008)	0,067** (0,006)
Jeunes	0,029** (0,009)	0,022** (0,006)	0,056** (0,008)	0,050** (0,006)
Âgés	0,109** (0,009)	0,058** (0,006)	0,005 (0,008)	0,006 (0,006)
Taux de chômage	0,004* (0,002) [0,171]	0,004** (0,001) [0,309]	0,001 (0,001) [0,038]	0,001 (0,001) [0,101]
Croissance du PIB réel	-0,037** (0,012) [-0,044]	-0,012 (0,008) [-0,026]	-0,027* (0,012) [-0,030]	-0,010 (0,008) [-0,021]
Constante	0,147** (0,017)	0,050** (0,01)	0,227** (0,015)	0,100** (0,01)
R ² (corrigé)	0,81	0,88	0,63	0,80
Erreur-type	0,023	0,014	0,021	0,014
Y-barre	0,24	0,13	0,26	0,14

Notes : N = 48; les élasticités à la moyenne sont présentées entre crochets pour les variables macroéconomiques; la catégorie omise pour les groupes d'âges est le groupe des travailleurs dans la force de l'âge; les erreurs-types sont indiquées entre parenthèses; **(*) indique que le résultat est statistiquement significatif au niveau de signification de 1 % (5 %).

Tableau 7 : Effet de la prospérité macroéconomique sur la variance des gains et sur ses composantes (en pourcentage)

	Hommes			Femmes		
	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente	Variance totale	Variance transitoire	Variance permanente
EEE	-1,19	-8,45	2,88	-0,11	-3,95	1,94
EER	-2,96	-9,83	-0,36	-0,10	-4,50	1,70

Note : Les variations en pourcentage sont calculées d'après les coefficients des tableaux 4 à 6, puis divisés par les moyennes d'échantillon des variables dépendantes et multipliés par 100.

Bibliographie

- Abowd, J. et D. Card. 1989. « On the Covariance Structure of Earnings and Hours Changes ». *Econometrica*. 57, 2 : 411–445.
- Baker. M. 1997. « Growth Rate Heterogeneity and the Covariance Structure of Life-Cycle Earnings ». *Journal of Labor Economics*. 15, 2 : 338–375.
- Baker, M. et G. Solon. 2003. « Earnings Dynamics and Inequality Among Canadian Men, 1976-1992: Evidence from Longitudinal Income Tax Records ». *Journal of Labor Economics*. 21, 2 : 289–321.
- Bartel, A., S. Lach et N. Sicherman. 2005. « Outsourcing and Technological Change ». National Bureau of Economic Research. Document de travail n° 11158.
- Beach, C. 2004. « Changes in the Canadian Income Distribution: Alternative Explanations and Some Policy Implications ». Dalhousie University, Department of Economics. Document de travail n° 2004-01 (présenté au John F. Graham Memorial Lecture).
- Beach, C. et R. Finnie. 2004. « A Longitudinal Analysis of Earnings Change in Canada ». *Revue canadienne d'économique*. 37, 1 : 219–240.
- Beach, C., R. Finnie et D. Gray. 2003. « Earnings Variability and Earnings Instability of Women and Men in Canada: How do the 1990s Compare to the 1980s? » *Analyse de politiques*. XXIX, Supplement : S41–S63.
- Beach, C., R. Finnie et D. Gray. 2001. « Earnings Variability and Earnings Instability of Women and Men in Canada: How do the 1990s Compare to the 1980s? » Queen's University, School of Policy Studies. Document de travail n° 25.
- Beach, C. et G. Slotsve. 1996. « Are We Becoming Two Societies? Income Polarization and the Myth of the Declining Middle Class in Canada ». Toronto : C.D. Howe Institute.
- Burbidge, J., L. Magee et L. Robb. 1997. « Canadian Wage Inequality Over the Last Two Decades ». *Empirical Economics*. 22, 2 : 181–203.
- Chaykowski, R.P. 2005. *Travail atypique et vulnérabilité économique*. Réseaux canadiens de recherche en politiques publiques. Collection sur les travailleurs vulnérables. Document n° 3.
- Courchene, T.J. et C. Telmer. 1998. « From Heartland to North American Region State: The Social, Fiscal and Federal Evolution of Ontario ». Toronto : Faculty of Management, University of Toronto.
- Finnie, R. 1997. « The Correlation of Individuals' Earnings Over Time in Canada, 1982-92 ». Développement des ressources humaines Canada, Direction générale de la recherche appliquée. Document de travail n° W-97-3Ec. Ottawa : D.R.H.C.

- Gottschalk, P. 1982. « Earnings Mobility: Permanent Change or Transitory Fluctuations ». *Review of Economics and Statistics*. 64, 3 : 450–456.
- Gottschalk, P. et R. Moffitt. 1994. « The Growth of Earnings Instability in the US Labor Market ». *Brookings Papers on Economic Activity*. 2 : 217–272.
- Gottschalk, P. et T. Smeeding. 1997. « Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality ». *Journal of Economic Literature*. 35, 2 : 633–687.
- Haider, S. 2001. « Earnings Instability and Earnings Inequality of Males in the United States: 1967-1991 ». *Journal of Labor Economics*. 19, 3 : 799–836.
- Heisz, A., A. Jackson et G. Picot. 2002. *Les entreprises gagnantes et perdantes du marché de l'emploi des années 90*. Études analytiques. Documents de recherche sur l'analyse économique. N° 11F0019MIF2002184 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Johnston, J. 1984. *Econometric Methods*. 3^e édition. New York : McGraw-Hill.
- Katz, L.F. et D.H. Autor. 1999. « Changes in the Wage Structure and Earnings Inequality ». Ch. 26 dans *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3. O.S. Ashenfelter et D. Card (rév.). New York : Elsevier Science. 1463–1555.
- Lemieux, T. 2002. « Decomposing Changes in Wage Distributions: A Unified Approach ». *Revue canadienne d'économique*. 35, 4 : 646–688.
- Lillard, L. et Y. Weiss. 1979. « Components of Variation in Panel Earnings Data: American Scientists 1960-1970 ». *Econometrica*. 47, 2 : 437–454.
- Moffitt, R. et P. Gottschalk. 1995. « Trends in the Auto-covariance Structure of Earnings in the United States: 1969-1978 ». Johns Hopkins University. (Polycopie)
- Moffitt, R. et P. Gottschalk. 2002. « Trends in the Transitory Variance of Earnings in the United States ». *Economic Journal*. 112 : 668–673.
- Osberg, L. 1998. « Economic Insecurity ». Dalhousie University, Department of Economics. (Polycopie)
- Osberg, L. et A. Sharpe. 2002. « An Index of Economic Well-Being for Selected OECD Countries ». *The Review of Income and Wealth*. 48, 3 : 291–316.
- Picot, G. 1997. « What is Happening to Earnings Inequality in Canada in the 1990's? » *Canadian Business Economics*. 6, 1 : 65–83.
- Reid, F., N. Meltz et R. Gomez. 2005. « Social, Political and Economic Environments ». Ch. 7 dans *Union-Management Relations in Canada*, 5^e édition. M. Gunderson, A. Ponak et D.G. Taras (réd.). Toronto : Addison Wesley Longman Publishers.

- Richardson, D. 1997. « Changes in the Distribution of Wages in Canada ». *Revue canadienne d'économique*. 30, 3 : 622–643.
- Sharpe, A. et M. Zyblock. 1997. « Macroeconomic Performance and Income Distribution in Canada ». *North American Journal of Economics and Finance*. 8, 2 : 167–199.
- Statistique Canada. 2003. *L'observateur économique canadien*. Supplément statistique historique 2002-2003. N° 11-210-XPB au catalogue, volume 17. Ottawa : Statistique Canada.
- Wolfson, M. et B. Murphy. 1998. *Une nouvelle perspective des tendances de l'inégalité des revenus au Canada et aux États-Unis*. Études analytiques. Documents de recherche sur l'analyse économique. N° 11F0019MIF1998124 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.