



N° 11F0019M au catalogue — N° 309

ISSN 1205-9161

ISBN 978-0-662-08666-6

## Document de recherche

Direction des études analytiques documents de recherche

# Inégalité et instabilité des gains chez les immigrants au Canada

par Yuri Ostrovsky

Analyse des entreprises et du marché du travail  
Immeuble R.-H.-Coats, pièce 24-I, 100, promenade Tunney's Pasture  
Ottawa, Ontario K1A 0T6

Téléphone: 1-800-263-1136



Statistique  
Canada

Statistics  
Canada

Canada

# Inégalité et instabilité des gains chez les immigrants au Canada

par Yuri Ostrovsky

11F0019M n° 309  
ISSN 1205-9161  
ISBN 978-0-662-08666-6

Statistique Canada  
Division de l'analyse des entreprises et du marché du travail  
24-I, immeuble R.-H.-Coats, 100, promenade Tunney's Pasture, Ottawa K1A 0T6

**Comment obtenir d'autres renseignements :**  
Service national de renseignements : 1-800-263-1136  
Renseignements par courriel : [infostats@statcan.ca](mailto:infostats@statcan.ca)

**Avril 2008**

**Remerciements :** Je remercie Michael Baker, David Gray et René Morissette de leurs observations et suggestions des plus utiles.

Publication autorisée par le ministre responsable de Statistique Canada

© Ministre de l'Industrie, 2008

Tous droits réservés. Le contenu de la présente publication électronique peut être reproduit en tout ou en partie, 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 de 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, année de publication, 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 d'extraction, ou de le transmettre sous quelque forme ou 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 des services à la clientèle, Statistique Canada, Ottawa, Ontario, Canada K1A 0T6.

**This publication is available in English (Catalogue no. 11F0019MIE, no. 309).**

## **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.

## **Normes de service à la clientèle**

Statistique Canada s'engage à fournir à ses clients des services rapides, fiables et courtois. À cet égard, notre organisme s'est doté de normes de service à la clientèle qui sont observées par les employés lorsqu'ils offrent des services à la clientèle. Pour obtenir une copie de ces normes de service, veuillez communiquer avec Statistique Canada au numéro sans frais 1-800-263-1136. Les normes de service sont aussi publiées sur le site [www.statcan.ca](http://www.statcan.ca) sous À propos de nous > Offrir des services aux Canadiens.

## Table des matières

Résumé.....	4
Sommaire exécutif .....	5
1 Introduction.....	7
2 Tendances récentes de l'assimilation au Canada des travailleurs issus de l'immigration .....	8
3 Modèles d'inégalité des gains .....	10
4 Méthode d'estimation .....	11
5 Données et échantillon .....	15
6 Analyse descriptive .....	17
7 Résultats d'estimation.....	20
7.1 Effets de la scolarisation à l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine .....	23
8 Conclusion .....	25
Tableaux.....	27
Figures.....	38
Annexe A .....	45
Annexe B .....	46
Bibliographie.....	51

## Résumé

On a bien décrit la dégradation des gains des immigrants au Canada en début d'emploi au cours des trois dernières décennies. La présente étude nous renseigne en outre sur les changements de situation des immigrants en portant sur l'inégalité et l'instabilité de leurs gains. L'analyse s'appuie sur un modèle économétrique polyvalent qui décompose l'inégalité du revenu du travail en éléments à court terme et à long terme. L'auteur non seulement dresse le profil d'inégalité et d'instabilité des diverses cohortes d'arrivée, mais dégage aussi les facteurs sous-jacents d'inégalité, dont la scolarisation à l'étranger, le lieu de naissance et la capacité de parler français ou anglais.

**Mots clés :** gains des immigrants; inégalité des gains; instabilité des gains

## Sommaire exécutif

Dans la plupart des études spécialisées sur l'évolution du revenu du travail et les progrès économiques des immigrants, on se reporte à un cadre de référence commode comme celui des gains — le revenu, le patrimoine, les taux d'emploi — des non-immigrants. Dans bien des cas, la comparaison est porteuse d'information, bien qu'un appariement des immigrants et des non-immigrants qui rende significative une telle comparaison ne soit pas toujours quelque chose de simple. Une façon tout à fait différente d'aborder la question du bien-être économique des immigrants — orientation que n'ont guère considérée jusqu'ici les auteurs spécialisés — est de regarder l'évolution temporelle de la répartition des gains des immigrants et, plus particulièrement, la dynamique de l'inégalité et de l'instabilité du revenu du travail qui est propre aux immigrants. Comme l'enseigne la théorie économique, l'accentuation des inégalités de revenu est habituellement liée à une diminution du régime de bien-être social, mais on se doit d'examiner son incidence en relation avec les tendances du revenu du travail.

Cette étude fait plutôt appel à la théorie du revenu permanent ou de cycle de vie et aux notions de composantes permanentes et temporaires du revenu afin de différencier l'inégalité des gains des immigrants à court terme et à long terme comme le font les études récemment consacrées à l'inégalité et à l'instabilité du revenu du travail au Canada et aux États-Unis. Notre analyse descriptive démontre que l'inégalité des gains intervient relativement plus dans la dispersion du revenu du travail des immigrants que l'instabilité des gains; que l'inégalité est plus grande pour les cohortes plus récentes que pour celles qui sont arrivées au début des années 1980; et que l'instabilité est hautement procyclique, c'est-à-dire que les immigrants arrivés un peu avant ou pendant la récession du début des années 1990 ont connu plus d'instabilité relativement à leur revenu du travail que les immigrants des cohortes antérieures.

Une analyse de la dynamique de l'inégalité et de l'instabilité des gains des immigrants peut être instructive en soi, mais ce sont leurs causes qui doivent nous intéresser en définitive. L'auteur relie en particulier l'inégalité et l'instabilité des gains à la scolarité, à la compétence linguistique et aux antécédents culturels des immigrants. Ce lien a d'autant plus d'intérêt que la plupart des immigrants au Canada passent par le programme de l'« immigration qualifiée » où on évalue les candidats à l'immigration par leur âge, leur niveau de scolarité, leur expérience professionnelle et leur compétence linguistique. Un autre aspect primordial dans notre étude sera donc de jauger les effets de ces variables sur l'inégalité et l'instabilité des gains des immigrants.

En général, la région d'origine est ce qui influe le plus sur l'inégalité, alors que l'incidence de la scolarisation à l'étranger et de la capacité de parler une langue officielle varie de cohorte en cohorte et selon les tranches d'âge d'arrivée. Bien que la prise en compte de la scolarité, de la langue et de l'origine ait pour effet de réduire l'inégalité des gains, l'effet est négligeable sur l'instabilité des gains. Ce qui est important, c'est que, même lorsqu'on tient compte de ces trois facteurs, une grande partie de l'inégalité des gains des immigrants demeure inexplicée.

Le modèle économétrique polyvalent que nous avons adopté nous renseigne davantage sur la dynamique de l'inégalité et de l'instabilité des gains chez les immigrants. Il semblerait en particulier que d'abondants indices font voir des effets de cohorte dans l'inégalité des gains, ce qui s'accorde avec les résultats descriptifs révélant des effets de cohorte et des valeurs supérieures d'inégalité des gains pour les cohortes plus récentes. Si on les compare aux cohortes antérieures à 1992, les cohortes d'après 1992 présentent des valeurs d'inégalité nettement plus

hautes la première année qui suit leur arrivée et qui le demeureront les quelques années qui suivent où on observe les cohortes en question. Les niveaux d'inégalité de toutes les cohortes antérieures à 1992 s'élèvent en 1990 et en 1991 pour ensuite s'abaisser de 1993 à 1995. Pour tous les immigrants de notre échantillon — à l'exception des cohortes d'arrivée des périodes de 1980 à 1982 et de 1998 à 2000 — la composante permanente de la variance est en hausse pendant les quatre premières années de la décennie en cours. À la différence des autres cohortes, les cohortes récentes semblent connaître une inégalité des gains en croissance lente mais sûre après une décroissance dans les premières années ayant suivi l'arrivée.

Dans la plupart des cohortes, l'instabilité du revenu du travail est particulièrement grande chez les immigrants qui entrent tout juste sur le marché du travail, mais s'atténue fortement les deux ou trois années qui suivent. Ce qui joue surtout dans la variance totale des gains les premières années qui suivent l'arrivée, c'est la composante temporaire, alors que la composante permanente en vient à prédominer à mesure que les immigrants s'établissent dans leur pays d'accueil. On ne s'étonnera donc pas que la récession du début des années 1990 ait plus influé sur toute la variance du revenu du travail pour les cohortes de 1989 à 1991 et de 1986 à 1988 que pour les autres cohortes. Dans le cas de ces cohortes d'arrivée récente, la composante temporaire a tenu une plus grande place dans toute la variance des gains.

L'incidence de la région d'origine des immigrants sur l'inégalité des gains s'accroît généralement les premières années et demeure marquante longtemps après l'entrée sur le marché du travail. Dans le cas des cohortes initiales qu'on observe pendant une plus longue période, on peut constater que cet effet est en réalité plus prononcé de 10 à 20 ans après l'arrivée que les toutes premières années. Enfin, on peut voir, comme pour la région d'origine, que l'effet de la scolarité est un peu plus faible pour les cohortes plus récentes, bien qu'étant d'une plus grande importance relative. Dans les cohortes les plus récentes, la scolarisation à l'étranger joue après plusieurs années un rôle aussi important que la région d'origine dans l'atténuation de l'inégalité des gains (il faut cependant considérer ce résultat avec circonspection, car il est impossible de distinguer les effets de la scolarité des effets de facteurs inobservés comme ceux de la motivation personnelle, de la discipline et de l'initiative). Somme toute, ce résultat semble indiquer que l'importance de la scolarisation à l'étranger — et des caractéristiques individuelles inobservées avec lesquelles elle peut être en corrélation — s'accroît à mesure que les immigrants s'adaptent aux exigences du marché du travail du pays.

# 1 Introduction

Dans la plupart des études spécialisées sur l'évolution du revenu du travail et les progrès économiques des immigrants, on se reporte à un cadre de référence commode comme celui des gains — le revenu, le patrimoine, les taux d'emploi — des non-immigrants. Dans bien des cas, la comparaison est porteuse d'information, bien qu'un appariement des immigrants et des non-immigrants qui rende significative une telle comparaison ne soit pas toujours quelque chose de simple. En dehors des caractéristiques que peuvent partager les immigrants et les non-immigrants, les résultats économiques des immigrants peuvent dépendre de l'âge à l'immigration (Schaafsma et Sweetman, 2001; Ferrer, Green et Riddell, 2006), de la compétence linguistique (Dustmann et Van Soest, 2002), de l'importance relative de la scolarité et de l'expérience acquises à l'étranger dans tout le bagage d'études et d'antécédents professionnels (Chiswick, 1978; Betts et Lofstrom, 2000; Friedberg, 2000; Green et Worswick, 2004; Smith, 2006) et du pays d'origine (Jasso, Rosenzweig et Smith, 2000; Aydemir et Skuterud, 2005; Smith, 2006).

On peut mesurer la réussite des immigrants non seulement par rapport aux progrès économiques des non-immigrants, mais aussi par rapport à ceux des non-immigrants dans les pays d'origine des immigrants. Pour bien des travailleurs devant faire face à de sombres perspectives d'emploi ou de revenu du travail dans leur pays d'origine, tout emploi stable obtenu dans le pays d'accueil représente souvent un pas en avant, bien que ne correspondant pas entièrement aux compétences déjà acquises par les intéressés ou restant en deçà de ce que les non-immigrants jugeraient acceptable. Une telle comparaison paraît s'imposer, mais un problème évident se pose : d'avoir alors à obtenir des données sur les pays d'origine des immigrants. Dans le cas d'un pays d'accueil comme le Canada où la population immigrante est si diverse, c'est là une immense difficulté.

Une façon tout à fait différente d'aborder la question du bien-être économique des immigrants — orientation que n'ont guère considérée jusqu'ici les auteurs spécialisés — est de regarder l'évolution temporelle de la répartition des gains des immigrants et, plus particulièrement, la dynamique de l'inégalité et de l'instabilité du revenu du travail qui est propre aux immigrants. Sortant du cadre habituel de comparaison des immigrants aux non-immigrants, on n'a pas besoin dans ce cas des non-immigrants comme point de référence. Cette étude fait plutôt appel à la théorie familière du revenu permanent ou de cycle de vie et aux notions de composantes permanente et temporaire du revenu. L'accentuation de l'inégalité du revenu a habituellement à voir avec une diminution du régime de bien-être social, mais on se doit d'examiner son incidence en relation avec les tendances du revenu du travail (Deaton, 1997, p. 136). Si les gains se font plus instables, l'incertitude peut s'accroître et la consommation peut diminuer, notamment s'il est coûteux ou impossible de « lisser » la consommation à cause de contraintes de liquidités (Browning et Lusardi, 1996; Browning et Crossley, 2001). Ainsi, l'analyse de l'inégalité et de l'instabilité des gains des immigrants devient un prolongement en soi de l'analyse des résultats de ces mêmes immigrants sur le marché du travail. Avec des études antérieures où on compare les résultats professionnels des immigrants à ceux des non-immigrants, une telle analyse d'inégalité et d'instabilité peut répandre un nouvel éclairage sur la dynamique du recours au régime de bien-être social par les immigrants et nous aider à juger de l'efficacité des politiques récentes en matière d'immigration.

Une grande caractéristique de notre étude est que nous faisons la distinction entre l'inégalité à court terme et l'inégalité à long terme de la manière dont peuvent le faire les études récemment consacrées à l'inégalité et à l'instabilité des gains au Canada et aux États-Unis (Gottschalk et Moffitt, 1994; Baker, 1997; Haider, 2001; Moffitt et Gottschalk, 2002; Baker et Solon, 2003; Beach, Finnie et Gray, 2003; Morissette et Ostrovsky, 2005). Ces études tiennent compte de plusieurs aspects des profils de cycle de vie des gains, qu'il s'agisse de l'hétérogénéité du revenu du travail en début d'emploi ou de ses taux de progression au fil des ans. Précisons qu'aucune ne porte en particulier sur les immigrants.

Une analyse de la dynamique de l'inégalité et de l'instabilité des gains des immigrants peut être instructive en soi, mais ce sont leurs causes qui nous intéressent en définitive. On devrait en particulier faire le lien entre cette inégalité et cette instabilité, d'une part, et la scolarité, la compétence linguistique et les antécédents culturels des immigrants, d'autre part. Ce lien a d'autant plus d'intérêt que la plupart des immigrants au Canada passent par le programme de l'« immigration qualifiée » où on évalue les candidats à l'immigration par leur âge, leur niveau de scolarité, leur expérience professionnelle et leur compétence linguistique. Un autre aspect primordial dans notre étude sera donc de jauger les effets de ces variables sur l'inégalité et l'instabilité des gains des immigrants. Un ensemble de données tout à fait unique de Statistique Canada que nous allons décrire rend possible une telle analyse.

Entre autres grandes constatations, nous pouvons voir que les cohortes récentes d'immigrants connaissent plus d'inégalité des gains que celles qui sont arrivées au Canada au début des années 1980. Il y a certes une grande partie de l'inégalité qui tient à la scolarisation à l'étranger, à la capacité de parler une des langues officielles et à la région d'origine, mais il y a aussi une grande partie qui demeure inexpliquée par ces facteurs. La composante temporaire (instabilité) de la variance des gains des immigrants l'emporte sur la composante permanente (inégalité) les premières années qui suivent l'arrivée, mais les rôles s'inversent par la suite.

Nous commencerons par évoquer les tendances récentes de l'assimilation des immigrants au Canada (section 2). À la section 3, nous parlerons des modèles récemment appliqués de l'instabilité et de leur utilité pour notre propos. À la section 4, il sera question des méthodes d'estimation que nous employons. À la section 5, nous décrirons les données et la sélection de l'échantillon. Aux sections 6 et 7, nous livrerons respectivement les résultats descriptifs et les estimations et, à la section 8 enfin, nous dégagerons de grandes constatations et exposerons les conclusions possibles.

## **2 Tendances récentes de l'assimilation au Canada des travailleurs issus de l'immigration**

Dans la théorie fondamentale de l'assimilation des immigrants, on met l'accent sur les difficultés qu'éprouvent les nouveaux venus à trouver à s'employer dans leur pays d'accueil. Devant les obstacles tenant à la langue, à l'information et aux réalités sociales à leur arrivée, les immigrants ont des possibilités d'emploi et des salaires inférieurs à ceux des résidents nés au Canada. À mesure qu'ils apprennent à connaître le marché du travail de leur nouvelle patrie, qu'ils se donnent des compétences adaptées à celle-ci et qu'ils acquièrent une expérience professionnelle au Canada, leurs gains se mettent à croître et le rythme de progression de leur revenu du travail l'emporte dans bien des cas sur le rythme correspondant pour les résidents nés au Canada. Il se



peut que bien des immigrants en viennent en réalité à mieux tirer leur épingle du jeu sur ce plan que les travailleurs nés au Canada aux caractéristiques semblables.

La situation économique des immigrants au Canada au cours des 25 dernières années a fait l'objet de maintes études qui livrent des résultats variables. On considère généralement que les immigrants au pays ont plus de bagage scolaire, mais moins d'expérience professionnelle que les personnes nées au Canada (Frenette et Morissette, 2003). De plus en plus, les sources d'immigration sont « non traditionnelles » et les immigrants en question appartiennent à des minorités visibles<sup>1</sup>. Baker et Benjamin (1994) constatent que, à l'instar des États-Unis, le Canada a accueilli dans les années 1970 des immigrants qui n'ont pas autant réussi à s'intégrer à son marché du travail que ceux de la décennie précédente et dont les gains en début d'emploi et les taux d'assimilation ont été bien moindres. Le tableau qu'ils dégagent ainsi de l'expérience des immigrants sur le marché du travail canadien est « plutôt pessimiste » (p. 400). En revanche, Grant (1999) montre que les immigrants arrivés au Canada dans les années 1980 ont été plus fortunés que ceux des cohortes antérieures; leurs gains du début étaient les mêmes au commencement et à la fin de cette décennie, mais leurs taux d'assimilation étaient supérieurs à ceux de leurs prédécesseurs.

Frenette et Morissette (2003), qui se reportent aux données des recensements de la période de 1980 à 2000 pour analyser les taux de convergence des gains des immigrants et des non-immigrants, soutiennent que les gains relatifs des immigrants en début d'emploi ont considérablement diminué au cours de cette période et que cette tendance n'a été que partiellement compensée par une meilleure progression des gains relatifs dans le cas des immigrants récents. On compte de plus en plus de diplômés d'université chez les immigrants, mais les gains relatifs des immigrants n'ont pas progressé de 1990 à 2000 et les taux de faible revenu étaient nettement en hausse à la fin de la décennie.

Aydemir et Skuterud (2005) décrivent à leur tour la détérioration des gains des immigrants au Canada en début d'emploi et en examinent les causes avec les mêmes données de recensement que dans l'étude qui précède. Ils constatent que, pour un tiers environ, cette décroissance du revenu du travail peut s'expliquer par l'évolution de la composition ethnique des cohortes d'immigrants. On ne relève guère d'indices d'une moindre rétribution de la scolarité acquise à l'étranger, mais Aydemir et Skuterud réunissent des données tendant à démontrer que la rétribution est réduite pour l'expérience professionnelle acquise à l'étranger, ce qui pourrait rendre compte du quart à la moitié de toute la dégradation du revenu du travail des immigrants en début d'emploi.

Somme toute, le tableau qui se dégage de ces études et d'autres indiquerait qu'il est de plus en plus difficile aux immigrants de s'intégrer au marché du travail canadien. Ces résultats soulèvent d'autres questions auxquelles on n'a pas encore trouvé réponse. De telles difficultés se sont-elles traduites par une montée de l'inégalité chez les immigrants? La diminution des gains en début d'emploi s'est-elle accompagnée d'une augmentation de l'instabilité du revenu du travail chez ces mêmes immigrants? Quelle a été l'incidence de l'évolution de la composition des cohortes d'immigrants sur les variations de l'inégalité et de l'instabilité des gains depuis le début des années 1980? Bien que la dynamique des salaires des immigrants révèle hautement ce que sont

---

1. Dans la *Loi sur l'équité en matière d'emploi*, on définit les minorités visibles comme étant formées de « personnes, autres que les Autochtones, qui ne sont pas de race blanche ou qui n'ont pas la peau blanche ».

leurs progrès économiques, le tableau ne saurait être complet s'il n'y a pas description d'autres aspects de cette dynamique des gains comme ceux de l'inégalité et de l'instabilité.

La distinction à faire entre inégalité à court terme (en coupe transversale) et inégalité à long terme est pourtant essentielle à l'analyse du phénomène de l'inégalité et de l'instabilité du revenu du travail. L'évolution de cette inégalité a habituellement à voir avec une évolution technologique fondamentale qui voue certaines compétences à la désuétude, tout en suscitant une demande de nouvelles compétences (caractéristiques des travailleurs). Quant à cette instabilité, elle a surtout à voir avec une concurrence qui s'avive, des institutions qui se transforment ou une réglementation du commerce qui change.

Il est sûr qu'un instantané de l'inégalité des gains par des données transversales se trouve à confondre les composantes permanente et temporaire, d'où l'impossibilité de cerner l'origine de l'état d'inégalité du moment. Pour séparer ces composantes, il faut disposer de modèles nécessitant des données recueillies au moyen d'un panel. À la prochaine section, nous parlerons de certains de ces modèles d'intérêt pour notre étude.

### 3 Modèles d'inégalité des gains

Gottschalk et Moffitt (1994) ont adopté un mécanisme général d'examen de l'inégalité et de l'instabilité des gains dans une étude de la montée de l'instabilité des gains aux États-Unis. Baker (1997), Haider (2001), Moffitt et Gottschalk (2002) et Baker et Solon (2003) ont donné à leur tour bien plus de polyvalence aux premiers modèles.

L'idée fondamentale est qu'on peut voir les gains individuels (ou plutôt leur logarithme) dans la période  $t$  comme la somme de deux composantes orthogonales, permanente et temporaire, qui évoluent indépendamment dans le temps. Un modèle de cycle de vie simple qui rend compte de l'évolution dynamique de ces deux composantes peut se formuler comme

$$y_{it} = p_t \alpha_i + \lambda_t v_{it}, \quad (1)$$

où  $y_{it}$  représente les gains (en expression logarithmique) de la personne  $i$  dans la période  $t$ ,  $\alpha_i$  et  $v_{it}$  les composantes permanente et temporaire et  $p_t$  et  $\lambda_t$  les valeurs par période de saturation factorielle pour l'une et l'autre de ces mêmes composantes.

À noter que  $cov(v_{it}, v_{is}) = 0$  dans (1) implique que, à la différence de  $var(y_{it})$ ,  $cov(y_{it}, y_{is})$  ne dépend pas de  $\lambda_t$  et que, dans un contexte dynamique, l'origine de l'état d'inégalité en coupe transversale peut donc être la variation des autocovariances (Baker et Solon, 2003). En d'autres termes, une hausse de  $p_t$  est une hausse d'inégalité des gains à court terme comme à long terme, alors qu'une hausse de  $\lambda_t$  n'implique pas d'effet à long terme. On peut y voir tout simplement une accentuation de l'instabilité des gains individuels. Avec une composante permanente qui mesure le potentiel ou la capacité de gains en carrière,  $p_t$  peut s'interpréter comme le prix de la compétence qui varie avec la demande et l'offre de compétences par transformation technologique ou d'autres types de restructurations de l'économie (Moffitt et Gottschalk, 2002). Dans le contexte du revenu du travail des immigrants, l'évolution de  $p_t$  peut être le reflet de la « qualité » générale du capital humain des immigrants, c'est-à-dire de l'adaptabilité à l'évolution

technologique dans le pays d'accueil et de la diversité des compétences des immigrants déterminée par les politiques de l'immigration.

Le modèle qui précède peut traduire plusieurs autres caractéristiques du régime de croissance du revenu du travail. Ainsi, le premier terme en (1) peut tenir compte de l'hétérogénéité des taux individuels de croissance (Haider, 2001) ou d'une composante de marche aléatoire avec prise en compte de changements permanents (Moffitt et Gottschalk, 2002) ou encore de ces deux aspects (Baker et Solon, 2003); (1) prend alors la forme

$$y_{it} = p_t(\alpha_i + \beta_i x_{it} + u_{it}) + \varepsilon_{it}, \quad (2)$$

où  $x_{it}$  est un jeu de variables déterminant les taux de croissance, où  $u_{it} = u_{i,t-1} + r_{it}$  et où  $\varepsilon_{it}$  représente la composante temporaire.

Le dernier terme en (2) peut aussi recevoir une spécification plus souple. Baker et Solon (2003) introduisent une corrélation sériale dans la composante temporaire

$$\varepsilon_{it} = \rho \varepsilon_{i,t-1} + \lambda_t v_{it} \quad (3)$$

et modélisent la variance de  $v_{it}$  comme fonction quartique de l'âge. Pour leur part, Haider (2001) et Moffitt et Gottschalk (2002) optent pour la spécification de moyenne mobile autorégressive  $^2(1,1)$ .

En spécifiant la forme fonctionnelle de  $y_{it}$ , nous pouvons aussi spécifier la forme correspondante de la matrice des variances-covariances des gains individuels,  $\Omega$ , de sorte que chaque élément de  $\Omega$  se présente comme  $\omega_i = f(x_i; \theta)$ , où  $\theta$  est un jeu de paramètres comprenant  $p_t$  et  $\lambda_t$ . Un aspect essentiel est que, à la différence du modèle en (2),  $\theta$  ne comprend pas de paramètres individuels  $\alpha_i$  et  $\beta_i$ , mais plutôt  $\sigma_\alpha^2, \sigma_\beta^2$  ainsi que  $\sigma_{\alpha\beta}$ .

On estime habituellement les paramètres du modèle résultant par la méthode généralisée des moments (MGM) où on minimise la distance entre les moments des observations de l'échantillon (éléments de  $\hat{\Omega}$ ) et  $f(x_i; \hat{\theta})$ . On se sert des estimations paramétriques  $\hat{\theta}$  pour dresser les profils d'inégalité et d'instabilité des gains.

## 4 Méthode d'estimation

Considérons maintenant un immigrant  $i$  arrivé dans l'année  $c$  (il est membre de la cohorte d'arrivée  $c$ ) à l'âge  $j$ . On peut décrire les gains de l'intéressé dans l'année  $t$  avec suffisamment de souplesse en prenant

$$\log Y_{cjt} = \mu_{cjt} + y_{cjt}, \quad (4)$$

---

2. Les modèles à moyenne mobile autorégressive décrivent l'évolution d'une variable uniquement en fonction de sa valeur passée.

où  $\mu_{cjt}$  est la moyenne des gains en expression logarithmique dans chaque cellule  $cjt$ . L'équation (4) est l'équation d'estimation de premier stade qui extrait la composante des gains individuels de la dynamique des gains de la cohorte d'arrivée. Il est normal de procéder en deux étapes chez les auteurs qui étudient l'inégalité et l'instabilité des gains, mais dans certaines études on obtient  $\hat{y}_{cjit}$  par régression du logarithme des gains sur un polynôme de l'âge (Haider, 2001; Beach, Finnie et Gray, 2003; Morissette et Ostrovsky, 2005). Cette orientation paraît conférer plus de polyvalence dans le contexte de la présente étude.

Après avoir tiré  $\hat{y}_{cjit}$  de la régression de premier stade, il est possible d'en décomposer la variance en un facteur « inter » et un facteur « intra ». Dans la partie descriptive de l'étude, nous posons simplement (comme dans Beach, Finnie et Gray, 2003, et dans Morissette et Ostrovsky, 2005) que  $y_{cjit} = \bar{y}_{cji} + v_{cjit}$  et nous calculons les facteurs « inter » et « intra » par les formules de Johnston (1984)<sup>3</sup>.

Dans une observation de différentes cohortes d'arrivée sur différentes suites numériques d'années (la cohorte de 1980 à 1982 sera observée sur 22 ans et la cohorte de 1998 à 2000, sur 4 ans seulement), il serait difficile d'établir une comparaison d'inégalité et d'instabilité entre cohortes s'il fallait calculer pour toutes les périodes  $t$  où les cohortes sont observées. Pour que les résultats soient plus comparables entre cohortes, le calcul de décomposition se fait pour un certain nombre de périodes postérieures à l'arrivée :  $t=4$  (ensemble des cohortes),  $t=7$  (ensemble des cohortes sauf la cohorte de 1998 à 2000) et  $t=10$  (ensemble des cohortes sauf les cohortes de 1995 à 1997 et de 1998 à 2000). Par exemple, si  $t=4$ , la variance de la cohorte d'arrivée de 1980 à 1982 sera calculée pour 1983, 1984, 1985 et 1986; pour la cohorte de 1983 à 1985, elle le sera pour 1986, 1987, 1988 et 1989. Il s'agit de panels non équilibrés, puisqu'un panel sur quatre ans comprend aussi les unités présentes pendant deux ou trois périodes seulement. De même, un panel sur sept ans comprendrait les unités observées pendant cinq ou six périodes et un panel sur dix ans, celles qui l'ont été pendant huit ou neuf périodes.

Comme nous l'avons mentionné en introduction, notre propos est non seulement de décrire l'inégalité et l'instabilité des gains des immigrants, mais aussi d'en analyser les causes possibles et, en particulier, le rôle joué par la scolarisation à l'étranger, la compétence linguistique et le pays d'origine. Il est possible d'estimer les effets de ces variables en ajoutant des variables de contrôle à l'équation de premier stade, en réestimant  $y_{cjit}$  et en utilisant les nouvelles estimations dans une autre étape. Plus précisément, l'équation (4) prend la forme

$$\log Y_{cjit} = \mu_{cjt} + \phi_{cjt} \Theta(X_{cjt}, L_{cjt}, B_{cjt}) + y_{cjit}, \quad (5)$$

3. Le facteur intra se calcule par

$$\sigma_w^2 = \left( \frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N \left[ \left( \frac{1}{T-1} \right) \sum_{t=1}^T (y_{it} - \bar{y}_i)^2 \right],$$

et le facteur inter, par

$$\sigma_b^2 = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \bar{y}_i^2 - \frac{\sigma_w^2}{T}.$$

où  $X_{cjt}$  est le nombre d'années de scolarité à l'étranger, où  $L_{cjt}$  est un jeu de variables fictives pour la capacité de parler l'une et/ou l'autre des langues officielles et où  $B_{cjt}$  est l'ensemble de variables fictives de la région d'origine. On peut estimer un modèle qui comprend  $X_{cjt}$ ,  $L_{cjt}$ ,  $B_{cjt}$  ou toutes ces variables. De là, il devient possible non seulement de comparer les mesures d'inégalité et d'instabilité des gains entre cohortes et âges d'arrivée, mais aussi de voir dans quelle mesure l'inégalité et l'instabilité subissent l'influence de ces variables dans chacune des cohortes. Une telle analyse peut se révéler particulièrement utile au Canada où un régime de sélection des immigrants par évaluation numérique<sup>4</sup> vient récompenser la scolarité acquise à l'étranger et la capacité de parler une des langues officielles du pays.

Cette méthode d'analyse de l'inégalité et de l'instabilité est fort simple et fait appel à l'intuition, mais elle présente aussi des inconvénients évidents. D'abord et avant tout, elle ne permet pas de cerner l'évolution temporelle ni de la composante permanente ni de la composante temporaire. Elle ne laisse aucune place à l'hétérogénéité des taux de croissance des gains (par opposition à l'hétérogénéité des niveaux). Enfin, elle ne tient pas compte de tout ce qui est corrélation sériale dans la composante temporaire. Nous allons donc considérer un modèle plus polyvalent d'après les modèles de Haider (2001) et de Baker et Solon (2003).

Comme dans (2), nous posons que les gains individuels de la  $c^e$  cohorte d'arrivée à l'âge d'arrivée  $j$  (nombre d'années) prennent la forme

$$y_{cjit} = p_t(\alpha_{cjt} + \beta_{cjt}t_c + \gamma_{cjt}Z_{cjt} + u_{cjit}) + \varepsilon_{cjit}, \quad (6)$$

où  $u_{cjit} = u_{cjt,t-1} + r_{cjit}$  et où  $\varepsilon_{cjit} = \rho\varepsilon_{cjt,t-1} + \lambda_1 v_{cjit}$ . Ainsi, l'expérience professionnelle totale se divise en deux, à savoir (1) l'expérience canadienne  $t_c$ , qui est la même pour tous les membres de la  $c^e$  cohorte d'arrivée, et (2) l'expérience qui a pu être acquise à l'étranger  $Z_{cjt}$  et qui est simplement définie comme l'âge d'arrivée, moins 25.

À partir des résidus en (4), on établit une matrice des autocovariances d'échantillon pour chaque cohorte et chaque âge d'arrivée. Pour les immigrants arrivés à l'âge de 30 ans pendant la période de 1980 à 1982, il s'agira d'une matrice  $22 \times 22$  ( $t=1983, 1984, \dots, 2004$ ) et, pour les immigrants correspondants de la période de 1995 à 1997, d'une matrice  $7 \times 7$  ( $t=1998, 1999, \dots, 2004$ ). La taille de la matrice dépendra tant de  $c$  que de  $j$ ; comme le nombre total de cohortes d'arrivée est de sept, il y aura pour  $j \in [25, 49]$   $7 \times 25 = 175$  matrices des autocovariances  $\Omega_{cj}$  au total, ce qui donnera 13 615 moments d'échantillon.

Soit  $\omega_{cj}$  un vecteur d'éléments uniques de  $\Omega_{cj}$ ,

$$\omega_{cj} = (\omega_{cj11}, \omega_{cj12}, \dots, \omega_{cj1M}, \omega_{cj22}, \omega_{cj23}, \dots, \omega_{cj2M}, \dots, \omega_{cjMM})'$$

4. Le système d'évaluation numérique adopté au Canada en 1967 prévoit plus de points pour les demandeurs s'ils ont un niveau de scolarité plus élevé, s'ils connaissent mieux les langues officielles (français et anglais) et s'ils sont plus jeunes.

où  $M \times M$  est la taille de chaque matrice  $\Omega_{cj}$  qui dépend de  $c$  et  $j$ . Tous les  $\omega_{cj}$  peuvent se combiner en un même vecteur  $\Omega$  de sorte que chaque élément diagonal  $\omega_{cjt}$  dans  $\Omega_{cj}$  puisse se formuler comme

$$\omega_{cjt} = p_t^2 (\sigma_{\alpha_c}^2 + \sigma_{\beta_c}^2 \cdot t_c^2 + 2\sigma_{\alpha\beta} \cdot t_c + \sigma_{\gamma}^2 Z_{cj}^2 + 2\sigma_{\beta\gamma_c} Z_{cj} t_c + 2\sigma_{\alpha\gamma_c} Z_{cj} + t_c \sigma_r^2) + \sigma_{\varepsilon_t}^2 \quad (7)$$

et chaque élément extradiagonal  $\omega_{cjts}$  comme

$$\omega_{cjts} = p_t p_s (\sigma_{\alpha_c}^2 + \sigma_{\beta_c}^2 \cdot t_c s_c + \sigma_{\alpha\beta} \cdot (t_c + s_c) + \sigma_{\gamma}^2 Z_{cj}^2 + \sigma_{\beta\gamma_c} Z_{cj} (t_c + s_c) + 2\sigma_{\alpha\gamma_c} Z_{cj} + t_c \sigma_r^2) + \sigma_{\varepsilon_t \varepsilon_s}, \text{ pour } s \geq t. \quad (8)$$

La composante temporaire de la variance  $\varepsilon_{cjit} = \rho \varepsilon_{cji,t-1} + \lambda_t v_{cjit}$  prend la forme

$$\sigma_{\varepsilon_t}^2 = \rho^{2t} \sigma_{\varepsilon_0}^2 + \rho^{2(t-1)} \lambda_1^2 \sigma_{v_1}^2 + \rho^{2(t-2)} \lambda_2^2 \sigma_{v_2}^2 + \rho^{2(t-3)} \lambda_3^2 \sigma_{v_3}^2 + \dots + \rho^2 \lambda_{t-1}^2 \sigma_{v_{t-1}}^2 + \lambda_t^2 \sigma_{v_t}^2 \quad (9)$$

et la covariance, la forme

$$\sigma_{\varepsilon_t \varepsilon_s} = \sigma_{\varepsilon_t}^2 \cdot \rho^{(s-t)}, s \geq t. \quad (10)$$

Comme dans Baker et Solon (2003),  $\sigma_v^2$  peut se modéliser comme fonction quadratique ou quartique de  $t$  et  $Z_{cj}$ . En particulier, il peut se formuler comme

$$\text{var}(v_{cjt}) = g_0 + g_1 t_c + g_2 t_c^2 + g_3 t_c^3 + g_4 t_c^4 + m Z_{cj}. \quad (11)$$

Si on pose que  $\Omega^* = f(t, s, Z; \theta)$  est l'analogue de  $\Omega$  au niveau de la population, on peut alors estimer le jeu de paramètres de modélisation

$$\theta = (p_t, \sigma_{\alpha}^2, \sigma_{\beta}^2, \sigma_{\alpha\beta}, \sigma_{\gamma}^2, \sigma_{\alpha\gamma}, \sigma_{\beta\gamma}, \sigma_r^2, \lambda_t^2, \sigma_v^2, \sigma_{\varepsilon_c}^2, \rho, g_0, g_1, g_2, g_3, g_4, m)$$

par la méthode généralisée des moments (MGM) avec 13 615 moments d'échantillon correspondant à 13 615 éléments de  $\Omega$

$$E[\Omega - f(t, s, Z; \hat{\theta})] = 0. \quad (12)$$

On peut estimer les paramètres en (12) à l'aide d'un estimateur de distance minimale MGM. On choisit un jeu optimal d'estimations paramétriques  $\hat{\theta}$  en minimisant

$$\Delta = [\Omega - f(t, s, Z; \hat{\theta})]' W [\Omega - f(t, s, Z; \hat{\theta})]. \quad (13)$$

Haider (2001) et Baker et Solon (2003) font voir les avantages de prendre une matrice unité comme matrice de pondération au lieu de  $W$  (voir aussi Altonji et Segal, 1996, et Clark, 1996). Une cause particulière de perte d'efficacité avec un estimateur de minimisation de distance en

équipondération est qu'on ne tient pas compte de ce que les éléments  $\omega_{cj}$  de  $\Omega$  sont fondés sur un nombre différent d'observations. L'estimateur sera plus efficace si on pondère les moments d'échantillon en proportion de la taille de chaque cellule  $cj$ . Les résultats d'estimation de notre étude viennent d'un estimateur de distance minimale avec une matrice unité comme matrice de pondération et aussi avec une matrice de pondération des moments par les tailles d'échantillon.

On peut voir en (7) que, en établissant  $p_{1983}=1$  ( $t=0$ ), on caractérise  $\sigma_{\alpha}^2$  dans un modèle à paramètre unique dans le terme de croissance. Avec un modèle entier à paramètres  $\sigma_{\alpha_c}^2$  par

cohorte dans le terme de croissance, on pose que  $\alpha_i = \frac{\alpha_i^*}{p_{t^*}}$ , où  $t^*$  est le premier facteur de

saturation pour la cohorte à laquelle appartient  $i$ . Pour la cohorte de 1980 à 1982,  $t^*=1983$  et, pour la cohorte de 1983 à 1985,  $t^*=1986$ , pour ne citer que ces exemples. On peut maintenant exprimer un élément diagonal dans  $\Omega_{cjt}$  comme

$$\omega_{cjt} = p_t^2 \left[ \frac{\sigma_{\alpha_c^*}^2}{p_{t^*}^2} + \sigma_{\beta_c}^2 \cdot t_c^2 + 2\sigma_{\alpha\beta_c} \cdot t_c + \sigma_{\gamma}^2 Z_{cj}^2 + 2\sigma_{\beta\gamma_c} Z_{cj} t_c + 2\sigma_{\alpha\gamma_c} Z_{cj} + t_c \sigma_r^2 \right] + \sigma_{\varepsilon_i}^2.$$

Pour  $Z_{cj}=0$ , la composante permanente de la variance pour la cohorte de 1980 à 1982 en 1983

( $t=0$ ) est  $p_{1983}^2 \sigma_{\alpha_{1980-1982}}^2 = p_{1983}^2 \left[ \frac{1}{p_{1983}^2} \sigma_{\alpha_{1980-1982}^*}^2 \right] = \sigma_{\alpha_{1980-1982}^*}^2$ ; pour la cohorte de 1983 à 1985, elle

est  $p_{1986}^2 \sigma_{\alpha_{1983-1985}}^2 = \sigma_{\alpha_{1983-1985}^*}^2$ . En d'autres termes, tous les  $\sigma_{\alpha_c^*}^2$  « absorbent » le premier facteur

de saturation pour les cohortes représentées. On peut prendre les estimations de  $\sigma_{\alpha_c^*}^2$  au lieu de

$\hat{\sigma}_{\alpha_c}^2$  pour dresser les profils par cohorte de l'inégalité des gains des immigrants.

## 5 Données et échantillon

La Banque de données administratives longitudinales (DAL) représente un échantillon aléatoire à 20 % tiré des données annuelles des déclarations de revenus des particuliers. Une fois sélectionnés, les gens sont dans l'échantillon chaque fois qu'ils produisent une déclaration de revenus. Par souci d'actualisation de l'échantillon, on sélectionne chaque année en partie les particuliers qui produisent une déclaration une première fois. La première année de référence de la banque DAL est 1982; on a alors simplement un échantillon à 20 % de toutes les déclarations de revenus produites cette année-là. En 1983, l'échantillon comprend les déclarants sélectionnés en 1982 qui ont aussi produit une déclaration en 1983 et une partie des particuliers qui ont déclaré pour la première fois en 1983. Ces deux éléments composent l'échantillon de déclarants fiscaux de 1983. Dans ce plan d'échantillonnage, les augmentations annuelles de l'échantillon de la banque DAL sont en correspondance avec la croissance démographique annuelle au Canada.

La Base de données longitudinales sur les immigrants (BDIM) est un fonds d'information qui, en couplage avec la banque DAL, fait directement le lien entre les données sur l'immigration et la situation économique des immigrants. Une personne est prise en compte seulement si elle a

obtenu le droit d'établissement depuis 1980 et qu'elle a produit au moins une déclaration de revenus après avoir acquis le statut d'immigrant reçu. Chaque année, on actualise la BDIM en y ajoutant une nouvelle cohorte d'immigrants admis à l'établissement. Dans chaque nouvelle année d'imposition, il y a de nouveaux entrants qui viennent des cohortes antérieures — et non de la dernière cohorte qui s'ajoute — et qui produisent une déclaration (ou sont appariés) une première fois. Il y a enfin les immigrants qui ont déjà produit des déclarations, mais qui ne l'ont pas fait cette année-là; ils restent dans la BDIM, car ils pourraient être déclarants dans les années qui suivent.

Par le couplage de la BDIM (de 1980 à 2000) et de la banque DAL (de 1982 à 2004), on peut observer les gains de 1982 à 2004 des immigrants ayant obtenu le droit d'établissement pendant la période de 1980 à 2000. Nous constituons sept cohortes d'immigrants pour les périodes de 1980 à 1982, de 1983 à 1985, de 1986 à 1988, de 1989 à 1991, de 1992 à 1994, de 1995 à 1997 et de 1998 à 2000. Nous optons pour des intervalles triennaux comme moyen terme entre la taille de chaque cohorte et le nombre total de cohortes.

La variable des gains que nous employons est la somme de deux variables de la banque DAL. Il y a d'abord le revenu d'emploi sur feuillet T4, c'est-à-dire le revenu tiré de l'emploi rémunéré (et non pas du travail indépendant) sous forme de salaires, de traitements et de commissions, et ce, avant les retenues. La seconde variable est ce qu'on appelle le « revenu autre d'emploi », c'est-à-dire le revenu imposable autre que les salaires, traitements et commissions (pourboires, gratifications ou jetons de présence non déclarés sur feuillet T4).

Le nombre d'années de scolarité de l'immigrant à son établissement est le nombre officiel d'années d'études (maximum de 25 ans) achevées à l'arrivée au Canada. L'indicateur de compétence linguistique (langues officielles) est celui de la capacité autodéclarée de communication en français et/ou en anglais. Enfin, on détermine le pays de naissance de l'immigrant d'après une liste des nations comprenant des pays qui n'existent plus ou qui ne sont plus reconnus comme États-nations<sup>5</sup>. On délimite ainsi neuf régions d'origine selon des facteurs religieux, ethniques et historiques (annexe A).

L'échantillon comprend tous les immigrants de sexe masculin de la BDIM s'ils avaient au moins 24 ans l'année où ils sont devenus immigrants reçus et qu'ils présentaient une valeur positive de gains l'année suivant la dernière année de l'intervalle triennal de la cohorte<sup>6</sup>. Avec cette restriction, on s'assure que les unités de l'échantillon ont acquis la totalité ou la majeure partie de leur scolarité à l'étranger et qu'elles sont entrées sur le marché du travail canadien peu après leur arrivée. Les unités restent dans l'échantillon tant qu'elles présentent des valeurs positives de gains et qu'elles ont moins de 55 ans pendant au moins deux périodes. La structure de ce panel ressemble à celle qui a été adoptée par Haider (2001). Il y a certes des inconvénients, mais les autres possibilités — panel équilibré ou non équilibré — paraissent pires. Avec un panel équilibré par exemple, les immigrants de la cohorte de 1980 à 1982 devraient présenter des gains positifs sur 22 ans pour être dans l'échantillon et celui-ci serait donc des plus modestes pour la cohorte en question : il comprendrait les immigrants qui sont entrés sur le marché du travail canadien jeunes et dont l'activité est intense. À l'autre extrême, les immigrants de la cohorte de

---

5. Cette liste comprend, par exemple, la République tchèque, la République slovaque et la Tchécoslovaquie.

6. Si quelqu'un est arrivé entre 1983 et 1985 par exemple, il figurerait dans l'échantillon s'il a produit une déclaration de revenus et présenté une valeur positive de gains en 1986.



1998 à 2000 auraient seulement à présenter des gains positifs sur quatre ans pour être échantillonnés et comprendraient des gens qui ont immigré au Canada vers la fin de la quarantaine. Ces différences de répartition d'âge d'arrivée rendraient très difficile toute comparaison entre cohortes. Dans un panel non équilibré où on tiendrait compte de l'entrée ou du retour dans l'échantillon plus tardifs de gens ayant présenté des gains nuls certaines années, on se trouverait à englober dans l'échantillon des gens qui auraient fait des études dans l'intervalle. À tout le moins, l'« entrée décalée » de ceux qui auraient été aux études au Canada avant d'entrer sur le marché du travail créerait des différences temporelles dans les profils de gains des diverses cohortes d'arrivée et donc des difficultés d'interprétation des profils d'inégalité et d'instabilité. On peut aussi penser que les profils de gains des immigrants qui ont fait des études au Canada diffèrent fort des profils de ceux qui ont fait toutes leurs études à l'étranger (voir un examen de la question dans Schaafsma et Sweetman, 2001).

Comme nous nous attachons aux immigrants touchant principalement un revenu du travail (salaires et traitements), nous excluons les immigrants ayant plus de 100 \$ (dollars de 2004) comme revenu de travail indépendant en valeur absolue. Un certain nombre d'immigrants déclarent des gains annuels très faibles. En reversant ces observations dans l'échantillon, on n'exclurait pas, par une simple considération d'ordre technique, des immigrants appartenant plus ou moins à la catégorie des gains nuls. C'est pourquoi nous avons ramené à zéro les gains annuels de moins de 50 \$.

On trouvera au tableau B.1 (annexe B) la récapitulation des pourcentages et des moyennes d'échantillon des immigrants des différentes catégories.

## 6 Analyse descriptive

Nous commençons par estimer en (4) la composante individuelle des gains des immigrants. Pour obtenir  $y_{cjt}$ , nous mettons simplement en correction de la moyenne le logarithme de  $Y_{cjt}$  dans chaque cellule  $cjt$  (cohorte×âge d'arrivée×année) et opérons la régression de  $\log Y_{cjt}$  sur une constante. Nous ajoutons ensuite des variables explicatives à la régression pour déterminer quelle est leur incidence sur l'inégalité et l'instabilité des gains. Dans ce qui suit, le calcul se fait pour les divers  $c$  et  $j$  séparément, aussi supprimons-nous les lettres en indice afin de simplifier la notation.

Le tableau 1 indique les résultats de la décomposition de variance pour tout l'effectif de chaque cohorte et les divers groupes constitutifs d'âge d'arrivée. L'addition des facteurs « inter » et « intra » ne donne pas la variance totale, parce que les panels sont non équilibrés. Pour l'ensemble des cohortes, le facteur inter est plus grand que le facteur intra, bien que la différence inter-intra varie selon les cohortes.

Le premier résultat digne de mention nous éclaire sur la question de savoir si l'inégalité des gains est plus grande chez les immigrants récents que chez les immigrants du passé. Le facteur inter calculé pour les quatre premières périodes suivant l'arrivée ( $t=4$ ) est 46 % plus élevé pour la cohorte de 1998 à 2000 et 28 % pour la cohorte de 1995 à 1997 que pour la cohorte de 1980 à 1982. Pour  $t=7$ , on n'a pas les données de comparaison entre 1998 à 2000 et 1980 à 1982, mais le facteur inter est 27 % plus élevé pour la période de 1995 à 1997 que pour la période de 1980 à 1982. Pour  $t=10$  enfin, la supériorité de la cohorte de 1992 à 1994 est d'environ 9 % sur la cohorte de 1980 à 1982. C'est bien moins que l'écart de 16 % entre ces mêmes cohortes pour  $t=7$

et de 23 % pour  $t=4$ . À en juger par ces résultats, les cohortes plus récentes connaissent une plus grande inégalité des gains les toutes premières années qui suivent leur arrivée que les cohortes moins récentes, mais à plus long terme, les différences entre cohortes peuvent ne pas être aussi marquées et toutes les cohortes en viennent à la fin à des valeurs comparables d'inégalité des gains.

Le facteur intra paraît plus procyclique. Pour  $t=4$ , les immigrants qui sont arrivés dans la période de 1989 à 1991 et qui sont entrés sur le marché du travail au milieu de la récession de 1990 à 1993 présentent la valeur la plus élevée. Rien d'étonnant cependant à ce que, pour  $t=7$  et  $t=10$ , ce même facteur soit presque identique à celui de deux cohortes précédentes. En règle générale, les immigrants qui sont entrés sur le marché du travail au milieu des années 1980 ont pour  $t=4$  un facteur intra ( $\sigma_{intra,t=4}^2$ ) bien inférieur à celui des immigrants qui les ont imités par la suite. Comme on pouvait s'y attendre, les différences entre cohortes sont moindres pour  $t=7$  et  $t=10$ , mais même dans ces cas, le facteur intra de la cohorte de 1980 à 1982 est beaucoup moins élevé que celui de toute autre cohorte.

Si nous décomposons ces tendances selon les groupes d'âge d'arrivée, nous constatons que, si dans les cohortes anciennes le facteur inter est bien plus élevé pour les immigrants âgés que pour les plus jeunes, il n'y a guère de variation selon l'âge pour les cohortes récentes. L'égalisation à l'échelle de l'âge s'expliquerait surtout par l'accroissement du facteur inter chez les immigrants plus jeunes. Pour  $t=4$ , le facteur inter ( $\sigma_{inter,t=4}^2$ ) est 47 % plus élevé pour la cohorte de 1980 à 1982 que pour la cohorte de 1998 à 2000 (0,627 contre 0,427) dans la catégorie 25 à 29, 68 % (0,692 contre 0,413) dans la catégorie 30 à 34 et 16 % seulement (0,635 contre 0,549) dans la catégorie 45 à 49. On a donc l'impression que les différences de facteur inter entre les cohortes sont surtout déterminées par l'accentuation de l'inégalité des gains chez les immigrants qui sont arrivés au Canada plus jeunes. Le facteur inter calculé pour  $t=7$  et  $t=10$  obéirait à des tendances semblables.

Le tableau 2 décrit l'incidence de la scolarisation, de la compétence linguistique et de l'origine sur l'inégalité et l'instabilité des gains. Comme nous l'avons mentionné, il s'agit d'ajouter chacune de ces variables explicatives à la régression de premier stade, puis de recalculer la décomposition de la variance. La prise en compte de ces aspects influe nettement sur l'inégalité, mais très peu sur l'instabilité. On n'a pas à s'en étonner si on considère les différences de causes de l'inégalité et de l'instabilité. La scolarité, la langue et la culture ont à voir avec la compétence, laquelle est « absorbée » par la composante durable de la variabilité des gains et produit un effet à long terme.

C'est avec la variable de contrôle de la région d'origine que le facteur inter pour  $t=4$  ( $\sigma_{inter,t=4}^2$ ) diminue le plus pour toutes les cohortes d'arrivée. Par ailleurs, les effets respectifs de la scolarisation et de la compétence linguistique varient selon les cohortes. Pour la plupart des cohortes, les effets de la scolarisation à l'étranger et de la compétence linguistique sont les mêmes pour  $t=4$ ; la première de ces variables est d'une incidence un peu moins marquée pour les cohortes de 1980 à 1982 et de 1986 à 1988, mais un peu plus prononcée pour la cohorte de 1995 à 1997. Pour  $t=10$ , l'effet de la scolarisation à l'étranger paraît augmenter. Pour les cohortes de 1989 à 1991 et de 1992 à 1994, par exemple, ce facteur inter est à peu près le même dans les deux catégories. Pour  $t=10$ , la scolarisation à l'étranger produit un effet moindre.

Ces résultats montrent bien quel rôle joue la scolarité acquise à l'étranger dans les progrès économiques des immigrants. Peu après l'arrivée, la scolarisation à l'étranger peut moins influencer sur les perspectives d'emploi des immigrants que des compétences plus faciles à reconnaître comme la capacité de parler français ou anglais, mais à plus long terme des immigrants déjà plus scolarisés seront plus capables de s'adapter aux exigences du marché du travail canadien.

Signalons que, même une fois pris en compte ces trois facteurs, une grande partie de l'inégalité des gains des immigrants demeure inexpliquée. Pour  $t=4$ , cette prise en compte réduit le facteur inter de 14 % à 26 % selon la cohorte et, pour  $t=10$ , de 20 % à 35 %. Notons aussi que les effets combinés de la langue, de la scolarité et de l'origine seraient supérieurs sur les cohortes plus anciennes. Pour la cohorte de 1980 à 1982 par exemple, la prise en compte des trois variables diminue le facteur inter de 26 % pour  $t=4$  et de 35 % pour  $t=10$ . La baisse correspondante ( $t=4$ ) est de 17 % pour la cohorte de 1992 à 1994 (24 % pour  $t=10$ ) et de 15 % pour la cohorte de 1998 à 2000.

On peut généralement considérer les différences de scolarité, de compétence linguistique (langues officielles) ou d'origine ethnique comme des différences de capital humain des cohortes et, par conséquent, ces variables devraient se rattacher au facteur inter de décomposition de la variance. Quant au facteur intra, il mesure la variation « inexpliquée » des gains qui n'est pas liée à la compétence. Il a peut-être à voir entre autres avec les fluctuations du marché du travail local ou avec les oscillations saisonnières de la demande de biens et de services. L'évolution de la composition en compétence des cohortes, une fois pris en compte les aspects de la scolarité, de la langue et de l'origine ethnique, peut indirectement influencer sur le facteur intra de décomposition de la variance, mais elle ne devrait être d'aucune incidence directe. En fait, le tableau 2 indique que le facteur inter « absorbe » presque tout l'effet de la prise en compte des variables supplémentaires dans les régressions de premier stade. Cette constatation vaut tant pour  $t=4$  que pour  $t=10$ .

Au tableau 3, les résultats sont ventilés selon les groupes d'âge d'arrivée. C'est le pays de naissance qui influe le plus sur le facteur inter pour  $t=4$  ( $\sigma_{inter,t=4}^2$ ) dans l'ensemble des cohortes et des groupes d'âge d'arrivée. Les effets relatifs de la scolarité et de la langue varient toutefois considérablement selon les cohortes, les groupes d'âge et le nombre d'années pour lequel on calcule la variance. Pour  $t=10$ , la scolarisation à l'étranger est d'une plus grande incidence que la langue dans toutes les catégories d'âge pour les cohortes de 1989 à 1991 et de 1992 à 1994. L'effet est aussi plus marqué dans la tranche d'âge d'arrivée 30 à 34 pour l'ensemble des cohortes. En règle générale, il semblerait que, comparativement à la compétence linguistique, la scolarisation à l'étranger est d'une incidence quelque peu plus grande sur une plus longue période dans toutes les catégories d'âge dans le cas des cohortes plus récentes.

En somme, les données descriptives semblent indiquer que l'inégalité des gains rend compte d'une plus grande partie de la dispersion du revenu du travail des immigrants que l'instabilité des gains; que l'inégalité est plus grande pour les cohortes plus récentes que pour les cohortes du début des années 1980; que l'instabilité est procyclique, en ce sens que les immigrants arrivés un peu avant ou pendant la récession du début des années 1990 ont plus connu l'instabilité que les cohortes moins récentes; que la région d'origine est ce qui influe le plus sur l'inégalité, alors que la scolarisation à l'étranger et la capacité de parler une langue officielle varient selon les cohortes et les groupes d'âge d'arrivée; que la prise en compte de la scolarité, de la langue et de l'origine

réduit l'inégalité, mais n'influe guère sur l'instabilité; et que, même après cette prise en compte, une grande partie de l'inégalité des gains des immigrants demeure inexplicée.

À la prochaine section, nous examinerons la dynamique de l'inégalité et de l'instabilité des gains des cohortes à l'aide d'un modèle économétrique plus polyvalent.

## 7 Résultats d'estimation

On peut se reporter aux  $\hat{y}_{it}$  de l'estimation de régression de premier stade à la section précédente pour estimer les paramètres d'un modèle plus souple évoqué à la section 4 par la méthode des moments généralisée de minimisation de distance en (13).

Considérons d'abord trois modèles à  $\sigma_\alpha^2, \sigma_\beta^2, \sigma_{\alpha\beta}, \sigma_{\alpha\gamma}$  et  $\sigma_{\beta\gamma}$  communs pour toutes les cohortes. Cette spécification est presque identique à celle de Baker et Solon (2003), mais le jeu de variables explicatives est différent. Délaissant la notion d'« expérience potentielle » que font intervenir la plupart des études consacrées à l'inégalité et à l'instabilité des gains, nous choisissons des variables explicatives convenant mieux au contexte des études de l'immigration. L'expérience totale possible se divise en « expérience canadienne » (selon l'âge d'arrivée de la cohorte) et en « expérience étrangère possible », laquelle se définit simplement comme l'âge d'arrivée, moins 25.

Le tableau 4 livre les résultats d'estimation de deux modèles pour des estimateurs MGM en équipondération et en pondération d'échantillonnage. Dans le premier modèle,  $var(v_{it})$  est une fonction quartique de  $t$  et, dans le second, on le laisse aussi dépendre de l'expérience étrangère possible. Par identité, les valeurs de saturation factorielle de première année sont normalisées à l'unité (en d'autres termes,  $p_{1983}=1$  et  $\lambda_{1984}=1$ ).

Regardons d'abord les coefficients de la composante permanente de la variance avec  $\sigma_\alpha^2, \sigma_\beta^2, \sigma_\gamma^2, \sigma_{\alpha\beta}, \sigma_{\beta\gamma}, \sigma_{\alpha\gamma}, \sigma_r^2$  et  $p_t$ . Le premier paramètre,  $\sigma_\alpha^2$ , traduit l'hétérogénéité des valeurs à l'origine en (10), et on pose qu'il est commun à toutes les cohortes. En normalisation  $p_{1983}=1$ , il représente aussi la composante permanente en 1983 pour la cohorte de 1980 à 1982 n'ayant aucune expérience étrangère possible ( $t$  et  $Z=0$  et  $p_t=1$  en [11]). Les estimations de  $\sigma_\alpha^2, \sigma_\beta^2, \sigma_{\alpha\beta}$  et  $\sigma_r^2$  sont significatives au niveau de 95 % dans les trois modèles. Comme dans les études antérieures de l'inégalité des gains, les estimations de  $\sigma_{\alpha\beta}$  sont significativement négatives. Dans le contexte de l'immigration, cet « arbitrage » entre les gains en début d'emploi et l'augmentation qui suit du revenu du travail va tout à fait de soi : si le salaire est supérieur au départ, on peut s'attendre à ce qu'il progresse moins par la suite. L'estimation de la variance de la composante de marche aléatoire est de 0,010 à 0,011 dans tous les modèles.

Qu'on arrive dans le pays d'accueil moins jeune peut jouer à plusieurs égards comme facteur dans les progrès économiques de l'immigrant. Les estimations de  $\sigma_{\alpha\gamma}$  sont positives et significatives dans tous les modèles et, par conséquent, l'âge d'arrivée est en corrélation positive avec les gains du début. Toutefois, les estimations de  $\sigma_{\beta\gamma}$  sont négatives et significatives : les gains de ceux qui arrivent moins jeunes devraient croître plus lentement que ceux des immigrants qui arrivent plus jeunes. L'incidence directe de l'hétérogénéité des âges d'arrivée sur la variance

des gains paraît ténue. Dans les deux modèles, les estimations de  $\sigma_\gamma^2$  sont très faibles et non significatives au niveau de 95 %.

Le profil des valeurs annuelles de saturation factorielle  $p_t$  nous donne une idée de l'évolution de la composante permanente de la variance des gains des immigrants de 1983 à 2004. Tous les modèles montrent des effets annuels décroissants dans les années 1980 et une ample montée pendant la récession du début des années 1990. Les résultats de l'estimation de minimisation de distance en équipondération font voir un net recul de l'inégalité vers la fin des années 1990; pour les résultats en pondération d'échantillonnage, le recul est bien moindre vers la fin des années 1990 et une hausse suit au début des années 2000.

Les figures 1-1 et 1-2 font ressortir le grand problème qui se pose dans l'analyse précédente : les trois points de départ du profil sont estimés, par exemple, pour les seuls immigrants qui étaient arrivés au Canada dans la période de 1980 à 1982 et venaient d'entrer sur le marché du travail. Les trois derniers sont estimés en revanche pour toutes les cohortes d'arrivée de l'échantillon, c'est-à-dire aussi bien pour les immigrants arrivés récemment que pour ceux qui séjournent depuis longtemps au Canada. On a l'impression que le début des années 1980 se caractérise par une forte inégalité des gains si on le compare au milieu et à la fin des années 1990, mais on doit bien voir que cette partie du profil est estimée pour des cohortes arrivées juste avant cette première période. Vu la nature de l'échantillon, les figures 1-1 et 1-2 présentent donc un tableau quelque peu faussé de la dynamique de l'inégalité des gains des immigrants. Une autre possibilité est de prendre des profils par cohorte dans un modèle plus polyvalent où  $\sigma_\alpha^2, \sigma_\beta^2, \sigma_{\alpha\beta}, \sigma_{\alpha\gamma}$  et  $\sigma_{\beta\gamma}$  sont propres aux diverses cohortes.

Avant de passer à une spécification plus souple prévoyant une spécificité des paramètres des cohortes pour la composante permanente de la variance, nous allons regarder les paramètres de la composante temporaire. Celle-ci est déterminée par les « variances initiales »  $\sigma_{\varepsilon_0}^2$ , les valeurs de saturation factorielle  $\lambda_2$ , les paramètres  $g_0, g_1, g_2, g_3$  et  $g_4$  et le paramètre  $m$  dans le second modèle. En faisant intervenir des variances initiales par cohorte, nous nous trouvons à bien distinguer les effets de cohorte cernés par  $\sigma_{\varepsilon_0}^2$  des effets annuels cernés par  $\lambda_t$ .

Les variances initiales traduisent l'instabilité des gains dans chaque cohorte d'arrivée pendant la première année suivant l'arrivée (1983 pour la cohorte de 1980 à 1982, 1986 pour la cohorte de 1983 à 1985, etc.). Les cohortes plus récentes auraient des variances initiales bien plus élevées que les anciennes cohortes; en fait, les estimations de  $\sigma_{\varepsilon_{2001}}^2$  sont environ doubles de celles de  $\sigma_{\varepsilon_{1983}}^2$ .

L'estimation du paramètre autorégressif est de 0,46 à 0,47 dans tous les modèles; c'est un peu moins que l'estimation paramétrique dans Baker et Solon (2003) et Haider (2001) pour l'ensemble des travailleurs. Les estimations de  $g_0$  et  $g_2$  sont positives et significatives dans tous les modèles; celles de  $g_1$  et  $g_3$  sont négatives et significatives. Enfin, les estimations de  $g_4$  sont positives et non significatives. Dans le second modèle, les estimations de  $m$  sont négatives aussi bien en équipondération qu'en pondération d'échantillonnage.

Le profil de  $\lambda_t$  paraît hautement procyclique ( $\lambda_{1984}$  est fixé à 1 par identité), bien plus que le profil de saturation factorielle de la composante permanente. Il culmine en 1992 ( $\lambda_{1992}$  est d'environ 1,53 en équipondération, et de 1,51 et 1,52 en pondération d'échantillonnage);  $\lambda_t$  est en baisse de 1992 à 1998 et en hausse de 1999 à 2004. Ce profil ne dit pas tout de l'instabilité des gains des immigrants. Comme les variances initiales varient considérablement comme point d'origine de chaque profil de cohorte, il est clair que les profils par cohorte seront différents.

Passons maintenant aux modèles où la composante permanente de la variance fait l'objet d'une spécification plus souple. Dans les modèles qui précèdent, nous avons posé des variances initiales par cohorte, mais nous pouvons aussi songer à un modèle où les variances et les covariances seront aussi par cohorte comme nous l'avons évoqué à la section 4. On trouvera au tableau B.2 (annexe B) les résultats d'estimation pour le modèle entier en équipondération et en pondération d'échantillonnage.

Le tableau 5 présente les profils des composantes permanente et temporaire calculés pour un hypothétique immigrant de chaque cohorte d'arrivée ayant cinq ans d'expérience étrangère possible ( $Z_{cjt}=5$ ); l'estimation paramétrique est en pondération d'échantillonnage (tableau B.2, annexe B). Tout porte à conclure à l'existence d'effets de cohorte dans l'inégalité des gains, ce qui s'accorde avec les données descriptives révélant des effets de cohorte et une plus grande inégalité pour les cohortes plus récentes. Si on les compare aux profils d'inégalité (composante permanente) des cohortes d'avant 1992, les profils des cohortes d'après 1992 sont bien plus élevés la première année qui suit l'arrivée et le restent les quelques années d'observation qui suivent. Pour toutes les cohortes d'avant 1992, il y a eu hausse de l'inégalité en 1991 et en 1992, puis baisse de 1993 à 1995. Pour l'ensemble des immigrants de l'échantillon sauf ceux des cohortes de 1980 à 1982 et de 1998 à 2000, la composante permanente évolue en hausse les quatre premières années de la décennie en cours. À la différence des cohortes antérieures, les cohortes récentes connaissent une inégalité qui semble lentement s'accroître après avoir décliné les premières années suivant l'arrivée.

On peut aussi calculer les profils d'instabilité des diverses cohortes (deuxième colonne). La plupart des profils indiquent que l'instabilité est particulièrement grande chez les immigrants qui entrent tout juste sur le marché du travail, mais qu'elle diminue fortement les deux ou trois années qui suivent. Comme dans les modèles précédents, les profils d'instabilité sont hautement procycliques. La cohorte de 1989 à 1991, qui est formée d'immigrants arrivés un peu avant ou pendant la récession du début des années 1990, a la composante temporaire la plus haute (0,63) et la cohorte de 1986 à 1988, la plus basse (0,33). Dans toutes les cohortes, cette composante décroît largement dans les deux ou trois années qui suivent l'entrée sur le marché du travail (une exception digne de mention est la cohorte de 1986 à 1988 dont l'entrée sur le marché du travail est antérieure à la récession). Les cohortes de 1980 à 1982 et de 1983 à 1985 qui sont observées le plus longtemps connaissent une montée de l'instabilité à la fin, ce qui a sans doute à voir avec leur vieillissement<sup>7</sup>.

---

7. Il y a un lien entre une plus grande instabilité des gains chez les immigrants plus âgés et une instabilité généralement plus grande aussi chez les travailleurs masculins plus âgés (voir Beach, Finnie et Gray, 2003). Les travailleurs âgés peuvent connaître plus d'instabilité du revenu du travail à cause, par exemple, de pertes salariales plus sérieuses et/ou de possibilités réduites de réemploi après un licenciement; un autre phénomène qui intervient pourrait être la retraite progressive chez un certain nombre de travailleurs.

Le tableau 6 décrit la variance totale prévue — somme de la composante permanente et de la composante temporaire — et la variance inconditionnelle de  $\hat{y}_{cjit}$ . Dans l'ensemble, les profils de cohorte de la variance totale prévue sont plutôt proches des profils de  $var(\hat{y}_{cjit})$  (voir la figure 2). Il est clair que la variance totale des gains les quelques premières années qui suivent l'arrivée est surtout déterminée par la composante temporaire, alors que la composante permanente en vient à prédominer à mesure que les immigrants s'établissent dans leur pays d'accueil. On ne s'étonnera donc pas que la récession du début des années 1990 ait plus influé sur la variance totale des gains dans les cohortes de 1989 à 1991 et de 1986 à 1988 que dans les cohortes précédentes. Pour ces cohortes d'arrivée récente, la composante temporaire tient une plus grande place dans la variance globale.

Une question intéressante est de savoir dans quelle mesure les immigrants ont à faire face à des tendances plus marquées d'inégalité et d'instabilité des gains au Canada et si leurs profils ressemblent à ceux des travailleurs nés au Canada qui sont entrés sur le marché du travail à peu près à la même époque. Morissette, Myles et Picot (1994), Beach, Finnie et Gray (2003) et Baker et Solon (2003) montrent que, en général, l'inégalité du revenu du travail a décliné progressivement au Canada au milieu des années 1980 pour ensuite rapidement s'accroître vers la fin des années 1980 et au début des années 1990. Les tendances concorderaient alors avec les tendances que nous dégagons dans la présente étude. Pour la période de 1992 à 2004, la comparaison est plus difficile. Beach, Finnie et Gray constatent une légère hausse seulement de l'inégalité dans la période de 1990 à 1997 par rapport à la période de 1982 à 1989 pour les jeunes hommes qui sont entrés sur le marché du travail. De leur côté, Morissette et Ostrovsky (2005) disent que l'inégalité et l'instabilité des gains familiaux ont généralement été plus grandes dans la période de 1996 à 2001 que dans la période de 1986 à 1991, bien qu'on n'ait pas observé cette croissance dans tous les groupes d'âge et de revenu. En somme, l'information dont nous disposons sur les tendances générales de l'inégalité et de l'instabilité du revenu du travail au pays dans les années 1990 et 2000 est insuffisante si l'on désire effectuer une comparaison de ces tendances avec celles des immigrants. Ce pourrait être là le thème de futurs travaux de recherche.

## **7.1 Effets de la scolarisation à l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine**

Les profils d'inégalité et d'instabilité des gains des immigrants sont intéressants en soi, mais le couplage de la Banque de données administratives longitudinales et de la Banque de données longitudinales sur les immigrants nous permet de pousser l'analyse et de nous attacher aux effets de la scolarisation à l'étranger, de la capacité de parler une des langues officielles et de la région d'origine sur cette inégalité et cette instabilité.

Ces variables étant disponibles pour les immigrants, nous pouvons estimer le modèle entier avec des variances et des covariances par cohorte pour la composante permanente et avec les quatre échantillons décrits à la section 6. Le premier de ces échantillons est fondé sur les résidus de la régression de premier stade avec la scolarisation à l'étranger comme variable de contrôle; les trois autres ont pour variables de contrôle respectives la capacité de parler une des langues officielles, la région d'origine et les trois variables en question. Les résultats de cette estimation figurent au tableau B.3 (annexe B).

À l'aide des coefficients estimés au tableau B.3, nous pouvons dresser cinq profils d'inégalité des gains pour chaque cohorte d'arrivée (tableau 7). La figure 3 aide à se représenter l'incidence de la scolarisation à l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine sur cette inégalité. Chacune de ces variables influe sur l'inégalité et le lieu d'origine plus que les autres. Toutefois, cette même figure illustre l'importance d'une analyse dynamique. Contrairement à l'analyse descriptive, la modélisation dynamique nous permet d'observer l'évolution temporelle des effets des diverses variables sur l'inégalité du revenu du travail.

Le tableau 7 décrit en outre la décroissance en pourcentage de la composante permanente de la variance une fois prises en compte les variables de la scolarité, de la langue et de l'origine. Comme dans l'analyse descriptive, la région d'origine influe le plus dans l'ensemble sur l'inégalité. La prise en compte de l'origine diminue de 22 % à 31 % cette composante pour la cohorte de 1980 à 1982 selon la période considérée. Il reste que son incidence est nettement moins marquée sur les cohortes plus récentes. Pour toutes les cohortes d'après 1992, elle est inférieure ou égale à 18 % quelle que soit la période et, pour la cohorte de 1995 à 1997, elle est de moins de 16 %.

Le lieu d'origine n'est pas seulement une question géographique, bien sûr. C'est une variable substitutive pour les caractéristiques ethniques, religieuses et culturelles des immigrants. Le pays d'origine peut aussi indiquer la qualité de l'éducation des immigrants et l'intérêt pour d'éventuels employeurs de l'expérience professionnelle qu'ils ont acquise dans leur propre pays. Il peut jouer comme facteur dans les décisions d'embauchage. Fait intéressant, l'incidence de la variable de l'origine augmente généralement les premières années et demeure forte longtemps après l'entrée sur le marché du travail. Pour les cohortes les moins récentes qui sont observées depuis longtemps, on peut voir qu'elle est plus grande 10 à 20 ans après l'arrivée que les premières années.

Le tableau 7 montre également que, si la scolarisation à l'étranger influe relativement peu sur l'inégalité des gains les quelques premières années qui suivent l'arrivée, son importance croît à mesure que la cohorte avance en âge. Pour la cohorte de 1980 à 1982 par exemple, la prise en compte de la compétence linguistique réduit la composante permanente de 16,7 % à 19,4 % les trois premières années suivant l'arrivée et celle de la scolarisation à l'étranger ne la diminue que dans une proportion de 10,9 % à 13,7 %. Toutes les années après 1992, les effets de la scolarité sont toutefois supérieurs à ceux de la langue. Comme l'origine, la scolarité est d'une incidence un peu moindre pour les cohortes plus récentes, mais son importance relative est supérieure. Dans le cas des cohortes les plus récentes, elle en vient après plusieurs années à jouer un rôle aussi grand que l'origine dans l'atténuation de l'inégalité du revenu du travail. En somme, ces résultats semblent indiquer que la scolarisation à l'étranger a un effet positif à long terme et contribue de plus en plus à réduire l'inégalité des gains<sup>8</sup>.

Contrairement à la scolarité, la langue est d'une incidence qui ne change pas beaucoup à mesure que les immigrants s'établissent dans leur pays d'accueil; cet effet paraît le plus fort en période de récession. Il serait également plus faible chez les immigrants arrivés vers la fin des années 1980 ou pendant les années 1990 que chez les immigrants de cohortes antérieures.

---

8. L'incidence de la scolarisation à l'étranger peut aussi comprendre les effets de caractéristiques individuelles inobservées qui sont habituellement en corrélation avec une scolarisation supérieure comme une forte motivation.



Les deux dernières colonnes du tableau 7 décrivent les effets combinés des trois variables explicatives dans la régression de premier stade. Les effets de cohorte déjà mentionnés demeurent importants : même une fois prises en compte les variables de la scolarisation à l'étranger, de la capacité de parler une des langues officielles et de la région d'origine, les cohortes les plus récentes connaissent généralement une plus grande inégalité des gains que celles des années 1980. Comme on pouvait s'y attendre, l'effet total est moins grand que la somme des effets individuels à cause de la collinéarité. La prise en compte des trois variables vient nettement réduire la composante permanente, mais le gros de l'inégalité des gains des immigrants demeure inexplicé. On notera que, pour les cohortes d'avant 1992, l'incidence collective des trois variables sur cette composante s'est accrue dans les années de récession et est restée forte dans les années qui ont suivi.

Enfin, le tableau 8 présente les profils de cohorte de la composante temporaire pour les cinq échantillons. Si on inclut les variables explicatives supplémentaires dans la régression de premier stade, il n'y a généralement guère d'effet sur la dynamique de la composante temporaire, bien qu'on ait relevé des écarts entre la première colonne (aucune variable de contrôle) et la troisième (langue) pour les cohortes de 1980 à 1982 et de 1983 à 1985. Comme dans l'analyse descriptive, l'instabilité diminue néanmoins perceptiblement lorsqu'on tient compte de toutes les variables supplémentaires.

La similitude des profils d'instabilité des gains au tableau 8 confirme notre compréhension de la nature de cette instabilité : la composante temporaire de la variance des gains des immigrants est résiduelle; les changements de composition en compétence des cohortes d'immigrants — nous tenons compte ici dans une définition large de la scolarité, de la connaissance des langues officielles et des caractéristiques religieuses et culturelles notamment — auront une influence sur l'inégalité, mais n'auront guère d'effet direct sur l'instabilité.

## 8 Conclusion

Cette étude traite de la dynamique de l'inégalité et de l'instabilité des gains des immigrants à l'aide d'un fonds d'information unique comprenant des données administratives et des données sur l'immigration au Canada. Notre but était de compléter les études consacrées à l'immigration — qui s'attachent pour la plupart à la dynamique salariale — en examinant les moments seconds de la distribution des salaires. Ce qui caractérise avant tout l'orientation que nous avons adoptée, c'est la possibilité de distinguer l'inégalité à court terme de celle à long terme comme le font les études récentes de l'inégalité générale du revenu du travail au Canada et aux États-Unis. Par les estimations paramétriques d'un modèle économétrique polyvalent par la méthode généralisée des moments, nous dressons les profils d'inégalité et d'instabilité des gains des cohortes d'immigrants arrivés au Canada de 1980 à 2000.

Dans un important volet de notre étude, nous regardons le rôle de la scolarité acquise à l'étranger, de la capacité de parler une des langues officielles et du lieu d'origine des immigrants sur l'inégalité de leurs gains. Cette analyse nous éclaire non seulement sur l'incidence globale de ces variables, mais aussi sur l'évolution de leur importance relative à mesure que les immigrants s'adaptent aux exigences du marché du travail dans leur pays d'accueil.

Les résultats de notre étude révèlent l'existence d'effets de cohorte sur l'inégalité des gains : les cohortes plus récentes connaissent généralement une plus grande inégalité que les cohortes moins récentes et la cohorte arrivée au Canada au début des années 1980 en particulier.

C'est la région d'origine, qui peut être une variable substitutive pour les caractéristiques culturelles, religieuses et ethniques des immigrants, qui influe le plus sur l'inégalité du revenu du travail chez les immigrants. Précisons cependant que la capacité de parler français ou anglais et la scolarité acquise à l'étranger jouent elles aussi un grand rôle. Certains des résultats démontrent que la scolarisation à l'étranger agit de plus en plus sur l'inégalité des gains à mesure que les immigrants s'adaptent au marché du travail dans leur pays d'accueil. La langue, la scolarité et l'origine rendent compte d'une grande part de l'inégalité des gains des immigrants, mais celle-ci reste inexplicée en majeure partie.

Lorsque les immigrants entrent sur le marché du travail, la variabilité générale de leurs gains est avant tout causée par une variabilité à court terme (instabilité). Après plusieurs années, l'inégalité domine comme facteur. À noter aussi que, si l'instabilité diminue en général dans les toutes premières années de la carrière, c'est là un phénomène hautement procyclique avec des hausses rapides en période de récession comme au début des années 1990 et des baisses dans les années qui suivent. Presque toutes les cohortes de l'échantillon ont été touchées par la récession du début des années 1990, mais la période d'incidence par rapport à la période d'entrée sur le marché du travail a varié selon les cohortes, d'où une plus grande difficulté de comparer l'instabilité entre cohortes. Il semblerait toutefois que les immigrants qui sont entrés sur le marché du travail vers le milieu des années 1980 ont généralement connu moins d'instabilité de leurs gains les premières années de leur vie professionnelle au Canada que ceux qui y sont arrivés au milieu des années 1990.

Somme toute, les résultats semblent, avec ceux des études antérieures consacrées aux résultats professionnels des immigrants, accréditer la thèse en vogue dans les études de l'immigration que, ces dernières années, la situation économique des immigrants au Canada s'est détériorée.

**Tableau 1**

**Facteurs « inter » et « intra » de décomposition de la variance des gains des immigrants selon la cohorte d'arrivée et l'âge d'arrivée**

Âge d'arrivée	Cohorte d'arrivée																	
	1980 à 1982			1983 à 1985			1986 à 1988			1989 à 1991			1992 à 1994			1995 à 1997		1998 à 2000
	t=4	t=7	t=10	t=4	t=7	t=10	t=4	t=7	t=10	t=4	t=7	t=10	t=4	t=7	t=10	t=4	t=7	
Ensemble																		
Écart-type $y_{cjit}$	0,670	0,546	0,517	0,718	0,653	0,558	0,758	0,621	0,517	0,881	0,647	0,543	0,847	0,662	0,568	0,872	0,710	0,971
inter	0,456	0,335	0,301	0,472	0,374	0,313	0,442	0,341	0,280	0,541	0,361	0,292	0,560	0,389	0,327	0,582	0,424	0,666
intra	0,261	0,221	0,219	0,295	0,298	0,251	0,370	0,299	0,243	0,423	0,304	0,256	0,372	0,290	0,248	0,364	0,304	0,387
Nombre d'observations	6 400	4 400	3 200	4 500	2 700	1 900	8 500	5 400	4 000	13 000	8 700	6 600	13 000	8 900	6 700	12 000	8 200	13 000
25 à 29 ans																		
Écart-type $y_{cjit}$	0,650	0,544	0,512	0,693	0,647	0,578	0,746	0,598	0,514	0,851	0,635	0,516	0,801	0,621	0,542	0,876	0,705	0,920
inter	0,427	0,317	0,275	0,413	0,336	0,291	0,423	0,313	0,264	0,491	0,346	0,266	0,493	0,346	0,293	0,565	0,404	0,627
Intra	0,270	0,238	0,241	0,328	0,334	0,294	0,378	0,301	0,252	0,441	0,309	0,258	0,380	0,287	0,254	0,381	0,317	0,352
Nombre d'observations	2 600	1 800	1 300	1 800	1 100	800	2 900	1 900	1 400	4 600	3 000	2 300	4 100	2 800	2 100	3 100	2 100	3 400
30 à 34 ans																		
Écart-type $y_{cjit}$	0,629	0,509	0,493	0,659	0,563	0,458	0,710	0,584	0,496	0,878	0,633	0,543	0,803	0,640	0,547	0,821	0,676	1,027
inter	0,413	0,307	0,280	0,452	0,328	0,267	0,418	0,316	0,266	0,551	0,338	0,290	0,557	0,373	0,320	0,545	0,405	0,692
Intra	0,259	0,210	0,217	0,251	0,254	0,198	0,340	0,287	0,237	0,419	0,311	0,257	0,338	0,283	0,234	0,355	0,288	0,434
Nombre d'observations	1 800	1 300	1 000	1 200	700	500	2 500	1 600	1 200	3 900	2 600	2 100	3 700	2 600	2 000	3 300	2 400	3 900
35 à 39 ans																		
Écart-type $y_{cjit}$	0,656	0,526	0,523	0,738	0,705	0,604	0,743	0,633	0,535	0,881	0,654	0,540	0,876	0,686	0,600	0,911	0,775	0,974
inter	0,483	0,344	0,343	0,496	0,421	0,362	0,415	0,344	0,296	0,564	0,380	0,295	0,563	0,402	0,349	0,627	0,470	0,682
Intra	0,230	0,185	0,183	0,289	0,287	0,248	0,386	0,305	0,249	0,394	0,292	0,248	0,391	0,302	0,261	0,342	0,327	0,378
Nombre d'observations	1 100	800	600	800	500	400	1 700	1 100	900	2 600	1 700	1 400	2 600	1 900	1 600	2 600	1 900	2 900
40 à 44 ans																		
Écart-type $y_{cjit}$	0,746	0,630	0,558	0,836	0,747	0,605	0,817	0,675	0,535	0,929	0,675	0,615	0,920	0,706	0,589	0,853	0,673	0,961
inter	0,539	0,409	0,350	0,623	0,459	0,389	0,482	0,400	0,329	0,582	0,408	0,356	0,647	0,444	0,359	0,583	0,398	0,666
Intra	0,246	0,238	0,212	0,259	0,310	0,221	0,377	0,300	0,210	0,412	0,287	0,262	0,379	0,285	0,237	0,371	0,285	0,385
Nombre d'observations	600	400	300	400	200	200	900	600	500	1 400	1 000	800	1 500	1 100	900	1 700	1 300	1 800
45 à 49 ans																		
Écart-type $y_{cjit}$	0,808	...	...	0,794	...	...	0,928	...	...	0,963	...	...	1,014	...	...	0,936	...	0,908
inter	0,549	...	...	0,517	...	...	0,608	...	...	0,618	...	...	0,708	...	...	0,614	...	0,635
Intra	0,316	...	...	0,335	...	...	0,407	...	...	0,451	...	...	0,405	...	...	0,388	...	0,346
Nombre d'observations	400	...	...	300	...	...	500	...	...	700	...	...	800	...	...	900	...	1 000

... n'ayant pas lieu de figurer

Nota : t indique la période de temps.

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

**Tableau 2**  
**Facteurs « inter » et « intra » de décomposition de la variance des gains des immigrants par les équations (4) et (5), selon la cohorte d'arrivée**

	Cohorte d'arrivée											
	1982		1985		1988		1991		1994		1997	2000
	t=4	t=10	t=4	t=10	t=4	t=10	t=4	t=10	t=4	t=10	t=4	t=4
Aucune variable de contrôle												
Écart-type $y_{cjit}$	0,670	0,517	0,718	0,558	0,758	0,517	0,881	0,543	0,847	0,568	0,872	0,971
inter	0,456	0,301	0,472	0,313	0,442	0,280	0,541	0,292	0,560	0,327	0,582	0,666
intra	0,261	0,219	0,295	0,251	0,370	0,243	0,423	0,256	0,372	0,248	0,364	0,387
Scolarisation à l'étranger												
Écart-type $y_{cjit}$	0,631	0,471	0,688	0,515	0,734	0,493	0,867	0,518	0,819	0,526	0,833	0,941
inter	0,415	0,256	0,442	0,271	0,420	0,256	0,527	0,267	0,533	0,286	0,545	0,638
intra	0,261	0,218	0,295	0,251	0,368	0,243	0,423	0,257	0,372	0,247	0,363	0,387
Compétence linguistique												
Écart-type $y_{cjit}$	0,613	0,463	0,692	0,527	0,723	0,494	0,864	0,531	0,825	0,550	0,850	0,939
inter	0,397	0,248	0,446	0,283	0,407	0,257	0,522	0,280	0,536	0,309	0,561	0,633
intra	0,261	0,219	0,294	0,251	0,369	0,243	0,423	0,256	0,372	0,248	0,364	0,387
Région d'origine												
Écart-type $y_{cjit}$	0,580	0,440	0,640	0,505	0,702	0,483	0,833	0,515	0,786	0,525	0,823	0,922
inter	0,367	0,226	0,391	0,261	0,385	0,247	0,490	0,265	0,497	0,286	0,533	0,615
intra	0,257	0,217	0,295	0,251	0,368	0,242	0,422	0,255	0,371	0,247	0,362	0,386
Ensemble des variables de contrôle												
Écart-type $y_{cjit}$	0,553	0,410	0,618	0,474	0,663	0,451	0,807	0,484	0,754	0,488	0,773	0,873
inter	0,339	0,197	0,369	0,231	0,347	0,215	0,464	0,234	0,464	0,249	0,485	0,567
intra	0,257	0,216	0,294	0,249	0,366	0,241	0,422	0,255	0,370	0,246	0,361	0,386

Nota : t indique la période de temps.

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

**Tableau 3**  
**Incidence de la scolarisation à l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine sur le facteur « inter » de décomposition de la variance des gains des immigrants selon la cohorte et l'âge d'arrivée**

Âge d'arrivée	Cohorte d'arrivée											
	1982		1985		1988		1991		1994		1997	2000
	t=4	t=10	t=4	t=10	t=4	t=10	t=4	t=10	t=4	t=10	t=4	t=4
<b>25 à 29 ans</b>												
Aucune variable de contrôle	0,427	0,275	0,413	0,291	0,423	0,264	0,491	0,266	0,493	0,293	0,565	0,627
Scolarité	0,398	0,245	0,402	0,263	0,411	0,244	0,484	0,242	0,480	0,265	0,533	0,593
Langue	0,384	0,237	0,399	0,270	0,399	0,240	0,473	0,254	0,479	0,277	0,543	0,598
Région d'origine	0,351	0,219	0,357	0,257	0,368	0,230	0,444	0,242	0,449	0,264	0,514	0,591
Trois variables de contrôle	0,336	0,201	0,347	0,234	0,345	0,205	0,426	0,215	0,428	0,232	0,472	0,541
<b>30 à 34 ans</b>												
Aucune variable de contrôle	0,413	0,280	0,452	0,267	0,418	0,266	0,551	0,290	0,557	0,320	0,545	0,692
Scolarité	0,376	0,226	0,416	0,218	0,400	0,247	0,532	0,262	0,527	0,275	0,504	0,665
Langue	0,359	0,227	0,423	0,231	0,376	0,249	0,526	0,276	0,532	0,302	0,522	0,658
Région d'origine	0,339	0,206	0,370	0,199	0,372	0,238	0,493	0,262	0,501	0,278	0,504	0,635
Trois variables de contrôle	0,306	0,172	0,345	0,171	0,333	0,212	0,458	0,229	0,463	0,240	0,448	0,586
<b>35 à 39 ans</b>												
Aucune variable de contrôle	0,483	0,343	0,496	0,362	0,415	0,296	0,564	0,295	0,563	0,349	0,627	0,682
Scolarité	0,433	0,285	0,450	0,304	0,391	0,269	0,550	0,269	0,532	0,303	0,592	0,649
Langue	0,396	0,269	0,461	0,324	0,375	0,269	0,549	0,284	0,536	0,326	0,606	0,636
Région d'origine	0,365	0,241	0,405	0,317	0,359	0,261	0,509	0,259	0,487	0,292	0,564	0,621
Trois variables de contrôle	0,330	0,203	0,376	0,276	0,312	0,219	0,485	0,229	0,452	0,254	0,516	0,557
<b>40 à 44 ans</b>												
Aucune variable de contrôle	0,539	0,350	0,623	0,389	0,482	0,329	0,582	0,356	0,647	0,359	0,583	0,666
Scolarité	0,481	0,297	0,569	0,339	0,451	0,288	0,566	0,333	0,605	0,306	0,551	0,643
Langue	0,459	0,263	0,556	0,337	0,447	0,299	0,569	0,335	0,601	0,340	0,569	0,634
Région d'origine	0,372	0,224	0,477	0,282	0,382	0,262	0,539	0,329	0,548	0,308	0,523	0,600
Trois variables de contrôle	0,332	0,191	0,441	0,250	0,343	0,221	0,510	0,290	0,500	0,269	0,487	0,557

Nota : t indique la période de temps.

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

**Tableau 4**  
**Estimations paramétriques de la composante permanente par des modèles à variances communes dans le terme de croissance**

	Premier modèle, sans expérience étrangère dans var(v[it])				Second modèle, avec expérience étrangère dans var(v[it])			
	Équipondération		Pondération d'échantillonnage		Équipondération		Pondération d'échantillonnage	
	Coefficient	Erreur- type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
p1984	0,938	0,031	0,949	0,024	0,939	0,031	0,950	0,024
p1985	0,907	0,031	0,927	0,025	0,909	0,031	0,923	0,025
p1986	0,888	0,027	0,907	0,022	0,888	0,027	0,896	0,022
p1987	0,891	0,027	0,914	0,023	0,892	0,027	0,903	0,022
p1988	0,883	0,027	0,913	0,023	0,884	0,027	0,904	0,023
p1989	0,864	0,025	0,883	0,020	0,865	0,025	0,867	0,019
p1990	0,878	0,025	0,875	0,020	0,881	0,025	0,862	0,019
p1991	0,935	0,026	0,922	0,021	0,938	0,026	0,916	0,021
p1992	0,919	0,025	0,913	0,019	0,921	0,025	0,903	0,019
p1993	0,905	0,025	0,889	0,019	0,907	0,025	0,882	0,019
p1994	0,909	0,025	0,871	0,019	0,911	0,025	0,864	0,019
p1995	0,896	0,025	0,897	0,019	0,898	0,025	0,886	0,018
p1996	0,901	0,025	0,911	0,019	0,904	0,025	0,903	0,019
p1997	0,924	0,025	0,913	0,019	0,927	0,025	0,905	0,019
p1998	0,915	0,025	0,927	0,019	0,917	0,025	0,917	0,019
p1999	0,881	0,024	0,904	0,019	0,883	0,024	0,895	0,019
p2000	0,860	0,024	0,896	0,019	0,861	0,024	0,886	0,018
p2001	0,869	0,024	0,918	0,019	0,870	0,024	0,909	0,019
p2002	0,861	0,024	0,907	0,019	0,861	0,024	0,900	0,019
p2003	0,864	0,024	0,917	0,019	0,864	0,024	0,909	0,019
p2004	0,873	0,024	0,942	0,019	0,874	0,024	0,934	0,019
sig2_r	0,011	0,002	0,011	0,001	0,010	0,002	0,011	0,001
sig2_α	0,305	0,017	0,292	0,012	0,299	0,017	0,293	0,012
sig2_β	5,3E-04	9,4E-05	5,4E-04	7,1E-05	5,4E-04	9,4E-05	5,4E-04	7,2E-05
sig2_γ	4,3E-06	3,5E-05	9,2E-10	2,6E-05	2,7E-05	3,6E-05	6,7E-10	2,7E-05
sig_αβ	-7,3E-03	7,5E-04	-7,7E-03	5,1E-04	-7,0E-03	7,5E-04	-7,6E-03	5,2E-04
sig_αγ	3,6E-03	5,2E-04	4,0E-03	3,5E-04	3,5E-03	5,1E-04	4,2E-03	3,6E-04
sig_βγ	-3,8E-05	3,4E-05	-1,6E-04	2,7E-05	-2,1E-05	3,4E-05	-1,4E-04	2,8E-05

**Tableau 4****Estimations paramétriques de la composante permanente par des modèles à variances communes dans le terme de croissance (fin)**

	Premier modèle, sans expérience étrangère dans var(v[it])				Second modèle, avec expérience étrangère dans var(v[it])			
	Équipondération		Pondération d'échantillonnage		Équipondération		Pondération d'échantillonnage	
	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
λ1986	0,877	0,078	0,921	0,058	0,883	0,077	0,941	0,058
λ1987	1,060	0,063	1,007	0,046	1,059	0,063	1,020	0,047
λ1988	1,099	0,068	1,046	0,052	1,098	0,067	1,059	0,053
λ1989	1,178	0,072	1,170	0,055	1,176	0,071	1,194	0,056
λ1990	1,197	0,066	1,135	0,044	1,192	0,065	1,149	0,045
λ1991	1,435	0,077	1,376	0,052	1,429	0,075	1,386	0,053
λ1992	1,531	0,082	1,505	0,057	1,526	0,081	1,520	0,058
λ1993	1,360	0,071	1,337	0,047	1,354	0,070	1,347	0,048
λ1994	1,284	0,070	1,289	0,048	1,279	0,069	1,301	0,049
λ1995	1,272	0,072	1,252	0,049	1,267	0,071	1,270	0,050
λ1996	1,277	0,068	1,219	0,044	1,270	0,067	1,230	0,045
λ1997	1,157	0,066	1,176	0,045	1,152	0,065	1,189	0,046
λ1998	1,150	0,068	1,101	0,046	1,147	0,068	1,116	0,046
λ1999	1,275	0,068	1,238	0,045	1,272	0,067	1,254	0,046
λ2000	1,263	0,069	1,207	0,045	1,262	0,068	1,225	0,046
λ2001	1,360	0,075	1,280	0,049	1,356	0,073	1,297	0,050
λ2002	1,423	0,073	1,389	0,049	1,422	0,072	1,406	0,050
λ2003	1,404	0,074	1,353	0,049	1,404	0,073	1,374	0,050
λ2004	1,412	0,077	1,315	0,050	1,408	0,076	1,332	0,051
ρ	0,455	0,008	0,466	0,005	0,456	0,008	0,468	0,005
s0_1983	0,424	0,029	0,405	0,021	0,427	0,029	0,399	0,021
s0_1986	0,493	0,023	0,480	0,020	0,496	0,023	0,484	0,020
s0_1989	0,351	0,022	0,313	0,015	0,353	0,022	0,320	0,015
s0_1992	0,648	0,022	0,631	0,012	0,649	0,022	0,634	0,012
s0_1995	0,705	0,022	0,675	0,012	0,707	0,022	0,678	0,012
s0_1998	0,725	0,022	0,713	0,013	0,726	0,022	0,715	0,012
s0_2001	0,806	0,021	0,808	0,012	0,808	0,021	0,808	0,012
g0	0,327	0,032	0,344	0,023	0,338	0,033	0,347	0,024
g1	-0,056	0,007	-0,061	0,006	-0,056	0,007	-0,059	0,006
g2	5,6E-03	1,1E-03	6,4E-03	9,9E-04	5,5E-03	1,1E-03	6,1E-03	9,6E-04
g3	-2,7E-04	7,8E-05	-3,4E-04	7,4E-05	-2,7E-04	7,8E-05	-3,2E-04	7,2E-05
g4	5,0E-06	1,9E-06	6,6E-06	1,9E-06	4,9E-06	1,9E-06	6,3E-06	1,8E-06
m	...	...	...	...	-8,4E-04	2,4E-04	-1,4E-03	2,1E-04

...n'ayant pas lieu de figurer

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

**Tableau 5**

**Composantes de la variance des gains individuels selon l'année et la cohorte, en pondération d'échantillonnage**

Année	1980 à 1982		1983 à 1985		1986 à 1988		1989 à 1991		1992 à 1994		1995 à 1997		1998 à 2000	
	Permanente	Temporaire	Permanente	Temporaire	Permanente	Temporaire	Permanente	Temporaire	Permanente	Temporaire	Permanente	Temporaire	Permanente	Temporaire
1983	0,269	0,503	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1984	0,279	0,420	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1985	0,264	0,304	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1986	0,253	0,276	0,307	0,410	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1987	0,250	0,267	0,289	0,399	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1988	0,261	0,235	0,289	0,344	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1989	0,261	0,229	0,278	0,326	0,232	0,333	...	...	...	...	...	...	...	...
1990	0,268	0,239	0,275	0,329	0,233	0,470	...	...	...	...	...	...	...	...
1991	0,316	0,297	0,315	0,396	0,269	0,576	...	...	...	...	...	...	...	...
1992	0,331	0,322	0,321	0,415	0,278	0,590	0,326	0,630	...	...	...	...	...	...
1993	0,325	0,259	0,310	0,324	0,270	0,448	0,305	0,634	...	...	...	...	...	...
1994	0,316	0,228	0,297	0,276	0,260	0,369	0,284	0,536	...	...	...	...	...	...
1995	0,318	0,215	0,296	0,252	0,261	0,325	0,277	0,463	0,332	0,595	...	...	...	...
1996	0,328	0,187	0,305	0,213	0,271	0,267	0,280	0,368	0,326	0,537	...	...	...	...
1997	0,334	0,165	0,311	0,183	0,277	0,221	0,282	0,296	0,319	0,432	...	...	...	...
1998	0,328	0,149	0,308	0,160	0,275	0,188	0,278	0,243	0,307	0,346	0,386	0,603	...	...
1999	0,320	0,165	0,304	0,172	0,271	0,196	0,274	0,245	0,298	0,338	0,362	0,517	...	...
2000	0,314	0,158	0,303	0,159	0,270	0,176	0,274	0,213	0,295	0,284	0,348	0,418	...	...
2001	0,329	0,172	0,323	0,166	0,288	0,178	0,295	0,209	0,315	0,270	0,363	0,385	0,612	0,410
2002	0,322	0,199	0,324	0,183	0,288	0,191	0,300	0,217	0,320	0,272	0,362	0,375	0,496	0,537
2003	0,317	0,216	0,327	0,189	0,289	0,190	0,307	0,210	0,329	0,254	0,368	0,340	0,416	0,494
2004	0,320	0,224	0,340	0,185	0,299	0,179	0,325	0,192	0,351	0,225	0,389	0,291	0,378	0,415

... n'ayant pas lieu de figurer

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.



**Tableau 6**

**Composantes de la variance des gains individuels selon l'année et la cohorte, en pondération d'échantillonnage**

Année	Permanente et temporaire		Permanente et temporaire		Permanente et temporaire		Permanente et temporaire		Permanente et temporaire		Permanente et temporaire		Permanente et temporaire	
	Totale	Réelle	Totale	Réelle	Totale	Réelle	Totale	Réelle	Totale	Réelle	Totale	Réelle	Totale	Réelle
1983	0,772	0,767	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1984	0,698	0,712	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1985	0,568	0,582	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1986	0,528	0,540	0,717	0,769	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1987	0,517	0,510	0,688	0,728	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1988	0,496	0,480	0,633	0,664	...	...	...	...	...	...	...	...	...	...
1989	0,490	0,486	0,604	0,632	0,565	0,612	...	...	...	...	...	...	...	...
1990	0,507	0,470	0,605	0,697	0,704	0,706	...	...	...	...	...	...	...	...
1991	0,613	0,578	0,710	0,802	0,845	0,858	...	...	...	...	...	...	...	...
1992	0,653	0,713	0,737	0,748	0,868	0,873	0,957	0,934	...	...	...	...	...	...
1993	0,585	0,607	0,634	0,647	0,718	0,776	0,939	0,947	...	...	...	...	...	...
1994	0,544	0,622	0,573	0,635	0,630	0,615	0,820	0,837	...	...	...	...	...	...
1995	0,532	0,507	0,548	0,598	0,587	0,596	0,740	0,750	0,927	0,961	...	...	...	...
1996	0,515	0,511	0,518	0,511	0,537	0,548	0,649	0,687	0,862	0,895	...	...	...	...
1997	0,499	0,505	0,494	0,504	0,498	0,503	0,579	0,554	0,751	0,806	...	...	...	...
1998	0,477	0,451	0,468	0,532	0,463	0,502	0,521	0,525	0,654	0,670	0,989	1,015	...	...
1999	0,485	0,460	0,476	0,504	0,467	0,485	0,519	0,487	0,635	0,645	0,879	0,912	...	...
2000	0,472	0,462	0,461	0,467	0,446	0,424	0,487	0,492	0,579	0,640	0,766	0,750	...	...
2001	0,501	0,455	0,489	0,444	0,466	0,433	0,505	0,550	0,586	0,598	0,749	0,756	1,021	1,065
2002	0,521	0,529	0,508	0,567	0,479	0,457	0,517	0,543	0,592	0,568	0,737	0,741	1,032	1,036
2003	0,533	0,491	0,516	0,531	0,479	0,490	0,518	0,509	0,584	0,585	0,708	0,714	0,911	0,918
2004	0,544	0,558	0,525	0,488	0,478	0,493	0,517	0,524	0,576	0,566	0,681	0,666	0,793	0,807

... n'ayant pas lieu de figurer

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

**Tableau 7**

**Composante permanente de la variance par cohorte pour le modèle en pondération d'échantillonnage sans variables de contrôle et avec les variables de la scolarisation à l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine**

	Scolarisation à l'étranger			Compétence linguistique		Région d'origine		Ensemble des variables de contrôle	
	Aucune variable de contrôle	Scolari-sation	Diminution	Langue	Diminution	Origine	Diminution	Ensemble	Diminution
			pourcentage		pourcentage		pourcentage		pourcentage
<b>1980 à 1982</b>									
1983	0,269	0,240	-10,9	0,217	-19,4	0,209	-22,2	0,183	-32,1
1984	0,279	0,247	-11,3	0,229	-17,7	0,203	-27,0	0,183	-34,4
1985	0,264	0,228	-13,7	0,220	-16,7	0,203	-23,2	0,178	-32,5
1986	0,253	0,217	-14,2	0,215	-15,1	0,189	-25,4	0,167	-33,9
1987	0,250	0,220	-12,0	0,209	-16,2	0,184	-26,4	0,163	-34,8
1988	0,261	0,221	-15,2	0,217	-16,6	0,199	-23,6	0,174	-33,2
1989	0,261	0,220	-15,7	0,217	-16,7	0,202	-22,6	0,172	-34,0
1990	0,268	0,217	-19,2	0,215	-19,8	0,202	-24,8	0,160	-40,2
1991	0,316	0,247	-21,7	0,243	-23,2	0,230	-27,1	0,184	-41,9
1992	0,331	0,261	-21,2	0,250	-24,6	0,232	-30,0	0,185	-44,2
1993	0,325	0,256	-21,2	0,250	-23,0	0,233	-28,3	0,188	-42,3
1994	0,316	0,249	-21,3	0,250	-21,0	0,221	-30,2	0,179	-43,3
1995	0,318	0,248	-22,1	0,254	-20,1	0,227	-28,6	0,182	-42,6
1996	0,328	0,258	-21,5	0,264	-19,5	0,234	-28,6	0,191	-41,8
1997	0,334	0,261	-21,8	0,268	-19,7	0,233	-30,3	0,190	-43,2
1998	0,328	0,255	-22,4	0,266	-19,0	0,229	-30,4	0,186	-43,2
1999	0,320	0,246	-23,2	0,262	-18,1	0,224	-30,1	0,182	-43,2
2000	0,314	0,239	-24,0	0,261	-16,9	0,222	-29,3	0,179	-42,8
2001	0,329	0,250	-23,9	0,271	-17,4	0,230	-30,0	0,184	-43,9
2002	0,322	0,246	-23,6	0,271	-15,9	0,224	-30,4	0,184	-42,9
2003	0,317	0,243	-23,4	0,268	-15,6	0,215	-32,2	0,177	-44,3
2004	0,320	0,247	-23,0	0,272	-15,2	0,222	-30,7	0,183	-42,8
<b>1983 à 1985</b>									
1986	0,307	0,279	-9,1	0,300	-2,2	0,248	-19,1	0,230	-25,1
1987	0,289	0,270	-6,7	0,277	-4,0	0,230	-20,4	0,213	-26,4
1988	0,289	0,259	-10,1	0,274	-5,0	0,237	-17,8	0,216	-25,1
1989	0,278	0,248	-10,7	0,261	-5,8	0,230	-17,2	0,204	-26,5
1990	0,275	0,235	-14,5	0,248	-10,0	0,220	-20,1	0,182	-34,1
1991	0,315	0,260	-17,2	0,269	-14,5	0,242	-23,0	0,199	-36,6
1992	0,321	0,268	-16,8	0,268	-16,7	0,236	-26,6	0,193	-39,9
1993	0,310	0,257	-17,0	0,262	-15,5	0,232	-25,3	0,191	-38,5
1994	0,297	0,246	-17,2	0,255	-13,9	0,215	-27,7	0,177	-40,2
1995	0,296	0,243	-18,0	0,256	-13,4	0,218	-26,4	0,177	-40,1
1996	0,305	0,252	-17,4	0,265	-13,3	0,223	-26,8	0,183	-39,9
1997	0,311	0,256	-17,8	0,268	-13,8	0,221	-28,8	0,181	-41,8
1998	0,308	0,251	-18,4	0,267	-13,4	0,218	-29,1	0,178	-42,2
1999	0,304	0,246	-19,1	0,265	-12,8	0,216	-29,0	0,175	-42,5
2000	0,303	0,243	-19,9	0,267	-11,8	0,217	-28,3	0,174	-42,4
2001	0,323	0,259	-19,7	0,282	-12,7	0,229	-29,1	0,182	-43,7
2002	0,324	0,262	-19,3	0,287	-11,4	0,229	-29,5	0,185	-42,8
2003	0,327	0,265	-18,9	0,290	-11,3	0,225	-31,4	0,182	-44,3
2004	0,340	0,277	-18,4	0,302	-11,3	0,238	-29,9	0,194	-43,0
<b>1986 à 1988</b>									
1989	0,232	0,227	-2,3	0,225	-3,1	0,213	-8,3	0,197	-15,2
1990	0,233	0,218	-6,4	0,216	-7,4	0,208	-10,8	0,178	-23,5
1991	0,269	0,244	-9,4	0,237	-12,0	0,233	-13,3	0,199	-26,1
1992	0,278	0,253	-9,0	0,238	-14,2	0,232	-16,7	0,196	-29,6
1993	0,270	0,245	-9,3	0,235	-13,1	0,231	-14,5	0,196	-27,5
1994	0,260	0,235	-9,6	0,231	-11,4	0,217	-16,8	0,184	-29,2
1995	0,261	0,233	-10,7	0,233	-11,0	0,223	-14,8	0,186	-28,7
1996	0,271	0,243	-10,3	0,241	-10,9	0,230	-14,8	0,195	-28,1
1997	0,277	0,246	-10,9	0,245	-11,6	0,230	-16,8	0,193	-30,1
1998	0,275	0,242	-11,9	0,243	-11,3	0,228	-16,9	0,191	-30,4
1999	0,271	0,236	-12,9	0,242	-10,9	0,226	-16,6	0,188	-30,6
2000	0,270	0,232	-14,0	0,243	-10,0	0,228	-15,6	0,188	-30,4
2001	0,288	0,247	-14,2	0,256	-11,1	0,240	-16,6	0,196	-31,9
2002	0,288	0,248	-14,0	0,259	-9,9	0,238	-17,2	0,199	-30,9
2003	0,289	0,249	-13,9	0,260	-10,0	0,233	-19,4	0,195	-32,7
2004	0,299	0,259	-13,6	0,269	-10,1	0,246	-17,8	0,206	-31,2

**Tableau 7**  
**Composante permanente de la variance par cohorte pour le modèle en pondération**  
**d'échantillonnage sans variables de contrôle et avec les variables de la scolarisation à**  
**l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine (fin)**

	Scolarisation à l'étranger			Compétence linguistique		Région d'origine		Ensemble les variables de contrôle	
	Aucune variable de contrôle	Scolari-sation	Diminution pourcentage	Langue	Diminution pourcentage	Origine	Diminution pourcentage	Ensemble	Diminution pourcentage
<b>1989 à 1991</b>									
1992	0,326	0,311	-4,7	0,297	-9,1	0,289	-11,4	0,261	-20,0
1993	0,305	0,287	-5,7	0,280	-8,1	0,276	-9,5	0,248	-18,5
1994	0,284	0,265	-6,8	0,265	-6,6	0,249	-12,1	0,223	-21,3
1995	0,277	0,253	-8,6	0,259	-6,4	0,248	-10,4	0,217	-21,7
1996	0,280	0,256	-8,8	0,261	-6,8	0,251	-10,6	0,219	-21,9
1997	0,282	0,254	-10,0	0,260	-7,8	0,246	-12,9	0,212	-24,8
1998	0,278	0,247	-11,3	0,256	-7,9	0,242	-13,1	0,206	-25,7
1999	0,274	0,240	-12,6	0,253	-7,8	0,239	-12,8	0,202	-26,3
2000	0,274	0,236	-13,8	0,254	-7,2	0,242	-11,9	0,202	-26,4
2001	0,295	0,254	-13,9	0,270	-8,6	0,257	-12,8	0,212	-28,0
2002	0,300	0,259	-13,6	0,277	-7,7	0,260	-13,4	0,219	-27,0
2003	0,307	0,267	-13,3	0,282	-8,1	0,259	-15,8	0,219	-28,8
2004	0,325	0,284	-12,7	0,297	-8,5	0,279	-14,0	0,237	-27,0
<b>1992 à 1994</b>									
1995	0,332	0,306	-7,8	0,310	-6,5	0,296	-10,7	0,266	-19,9
1996	0,326	0,299	-8,2	0,303	-6,9	0,289	-11,3	0,259	-20,5
1997	0,319	0,288	-9,7	0,293	-8,1	0,275	-13,9	0,243	-24,0
1998	0,307	0,272	-11,6	0,282	-8,4	0,263	-14,4	0,228	-25,6
1999	0,298	0,258	-13,5	0,273	-8,4	0,255	-14,5	0,217	-27,0
2000	0,295	0,249	-15,4	0,271	-8,0	0,254	-13,7	0,212	-27,9
2001	0,315	0,264	-16,2	0,285	-9,6	0,269	-14,9	0,220	-30,3
2002	0,320	0,267	-16,6	0,292	-8,9	0,270	-15,6	0,224	-30,0
2003	0,329	0,274	-16,9	0,298	-9,5	0,270	-18,0	0,223	-32,3
2004	0,351	0,291	-16,9	0,315	-10,0	0,293	-16,4	0,241	-31,2
<b>1995 à 1997</b>									
1998	0,386	0,361	-6,5	0,347	-10,1	0,345	-10,8	0,307	-20,6
1999	0,362	0,326	-9,9	0,328	-9,4	0,321	-11,3	0,277	-23,5
2000	0,348	0,302	-13,2	0,318	-8,6	0,310	-10,9	0,258	-25,7
2001	0,363	0,307	-15,4	0,327	-9,9	0,319	-12,1	0,256	-29,4
2002	0,362	0,301	-16,9	0,329	-9,2	0,316	-12,7	0,253	-30,1
2003	0,368	0,301	-18,1	0,331	-10,0	0,313	-14,9	0,246	-33,1
2004	0,389	0,316	-18,7	0,347	-11,0	0,339	-12,8	0,263	-32,4
<b>1998 à 2000</b>									
2001	0,612	0,587	-4,0	0,580	-5,1	0,573	-6,2	0,505	-17,5
2002	0,496	0,461	-7,0	0,466	-6,0	0,455	-8,3	0,401	-19,1
2003	0,416	0,378	-9,3	0,383	-8,0	0,369	-11,3	0,318	-23,6
2004	0,378	0,342	-9,6	0,342	-9,5	0,345	-8,8	0,290	-23,4

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Tableau 8**  
**Composante temporaire de la variance par cohorte pour le modèle en pondération**  
**d'échantillonnage sans variables de contrôle et avec les variables de la scolarisation à**  
**l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine**

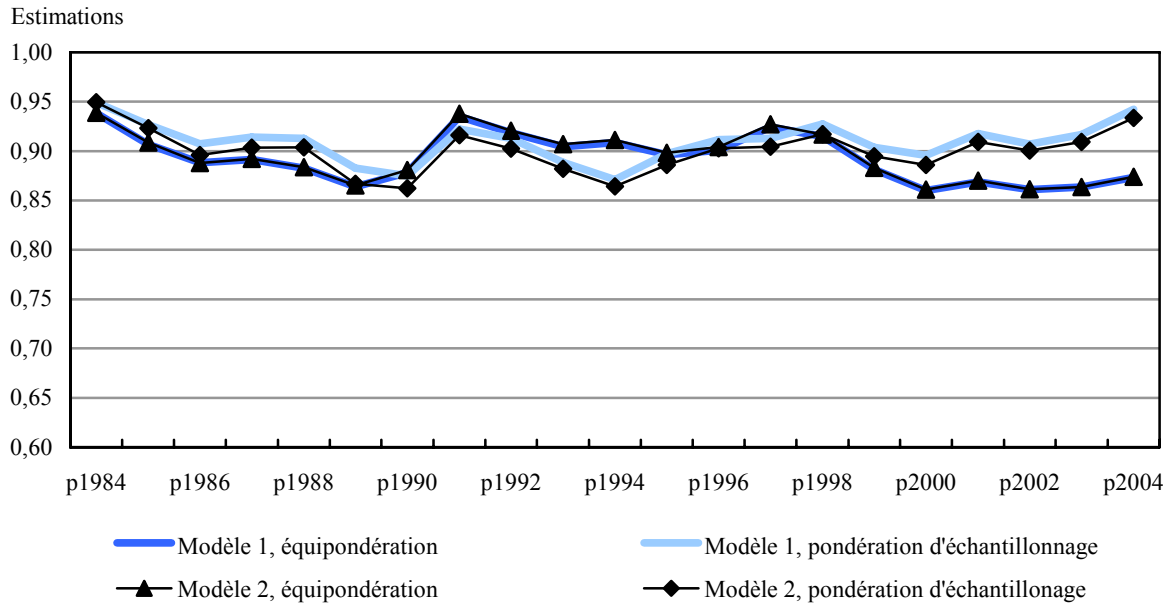
	Aucune variable de contrôle	Scolarisation à l'étranger	Compétence linguistique	Région d'origine	Ensemble
1980 à 1982					
1983	0,503	0,491	0,483	0,435	0,424
1984	0,420	0,417	0,413	0,400	0,392
1985	0,304	0,302	0,296	0,290	0,285
1986	0,276	0,275	0,268	0,266	0,261
1987	0,267	0,260	0,251	0,249	0,244
1988	0,235	0,229	0,220	0,217	0,210
1989	0,229	0,222	0,210	0,207	0,199
1990	0,239	0,233	0,218	0,220	0,213
1991	0,297	0,296	0,278	0,276	0,268
1992	0,322	0,321	0,298	0,308	0,299
1993	0,259	0,264	0,240	0,243	0,241
1994	0,228	0,234	0,205	0,215	0,213
1995	0,215	0,220	0,189	0,200	0,198
1996	0,187	0,189	0,162	0,172	0,169
1997	0,165	0,167	0,142	0,155	0,151
1998	0,149	0,149	0,124	0,139	0,133
1999	0,165	0,163	0,135	0,154	0,146
2000	0,158	0,152	0,124	0,145	0,135
2001	0,172	0,166	0,134	0,160	0,149
2002	0,199	0,196	0,153	0,189	0,174
2003	0,216	0,215	0,165	0,211	0,193
2004	0,224	0,227	0,173	0,218	0,202
1983 à 1985					
1986	0,410	0,411	0,410	0,377	0,382
1987	0,399	0,397	0,390	0,373	0,369
1988	0,344	0,340	0,335	0,320	0,311
1989	0,326	0,316	0,312	0,297	0,286
1990	0,329	0,319	0,313	0,304	0,296
1991	0,396	0,388	0,385	0,370	0,359
1992	0,415	0,406	0,399	0,400	0,388
1993	0,324	0,323	0,312	0,307	0,304
1994	0,276	0,279	0,259	0,264	0,261
1995	0,252	0,256	0,233	0,238	0,237
1996	0,213	0,216	0,195	0,200	0,198
1997	0,183	0,188	0,167	0,175	0,174
1998	0,160	0,165	0,143	0,152	0,150
1999	0,172	0,175	0,151	0,163	0,159
2000	0,159	0,159	0,135	0,147	0,142
2001	0,166	0,165	0,138	0,155	0,148
2002	0,183	0,181	0,148	0,171	0,163
2003	0,189	0,183	0,149	0,178	0,167
2004	0,185	0,177	0,144	0,171	0,160
1986 à 1988					
1989	0,333	0,335	0,331	0,305	0,299
1990	0,470	0,468	0,465	0,439	0,431
1991	0,576	0,572	0,584	0,543	0,530
1992	0,590	0,579	0,592	0,571	0,556
1993	0,448	0,443	0,449	0,426	0,423
1994	0,369	0,367	0,360	0,354	0,351
1995	0,325	0,324	0,313	0,309	0,309
1996	0,267	0,265	0,254	0,253	0,250
1997	0,221	0,224	0,211	0,215	0,214
1998	0,188	0,192	0,176	0,182	0,179
1999	0,196	0,201	0,182	0,189	0,187
2000	0,176	0,179	0,159	0,167	0,163
2001	0,178	0,182	0,159	0,170	0,167
2002	0,191	0,195	0,166	0,181	0,178
2003	0,190	0,191	0,161	0,181	0,176
2004	0,179	0,175	0,149	0,165	0,160

**Tableau 8**  
**Composante temporaire de la variance par cohorte pour le modèle en pondération**  
**d'échantillonnage sans variables de contrôle et avec les variables de la scolarisation à**  
**l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine (fin)**

	Aucune variable de contrôle	Scolarisation à l'étranger	Compétence linguistique	Région d'origine	Ensemble
1989 à 1991					
1992	0,630	0,617	0,620	0,591	0,580
1993	0,634	0,641	0,656	0,605	0,606
1994	0,536	0,541	0,544	0,517	0,515
1995	0,463	0,463	0,464	0,442	0,443
1996	0,368	0,363	0,365	0,351	0,347
1997	0,296	0,294	0,293	0,289	0,287
1998	0,243	0,243	0,237	0,236	0,233
1999	0,245	0,245	0,236	0,238	0,235
2000	0,213	0,213	0,200	0,204	0,200
2001	0,209	0,212	0,196	0,202	0,200
2002	0,217	0,224	0,200	0,211	0,209
2003	0,210	0,215	0,190	0,205	0,202
2004	0,192	0,194	0,171	0,181	0,180
1992 à 1994					
1995	0,595	0,588	0,588	0,561	0,557
1996	0,537	0,540	0,549	0,514	0,512
1997	0,432	0,435	0,445	0,424	0,423
1998	0,346	0,347	0,352	0,338	0,335
1999	0,338	0,336	0,339	0,330	0,327
2000	0,284	0,280	0,279	0,274	0,269
2001	0,270	0,268	0,264	0,263	0,260
2002	0,272	0,274	0,260	0,265	0,263
2003	0,254	0,256	0,240	0,251	0,248
2004	0,225	0,226	0,211	0,216	0,216
1995 à 1997					
1998	0,603	0,588	0,615	0,553	0,557
1999	0,517	0,523	0,539	0,504	0,503
2000	0,418	0,417	0,427	0,405	0,399
2001	0,385	0,383	0,391	0,376	0,373
2002	0,375	0,374	0,374	0,368	0,365
2003	0,340	0,336	0,334	0,336	0,333
2004	0,291	0,286	0,284	0,281	0,280
1998 à 2000					
2001	0,410	0,358	0,373	0,349	0,354
2002	0,537	0,542	0,548	0,524	0,526
2003	0,494	0,495	0,504	0,492	0,489
2004	0,415	0,408	0,420	0,402	0,402

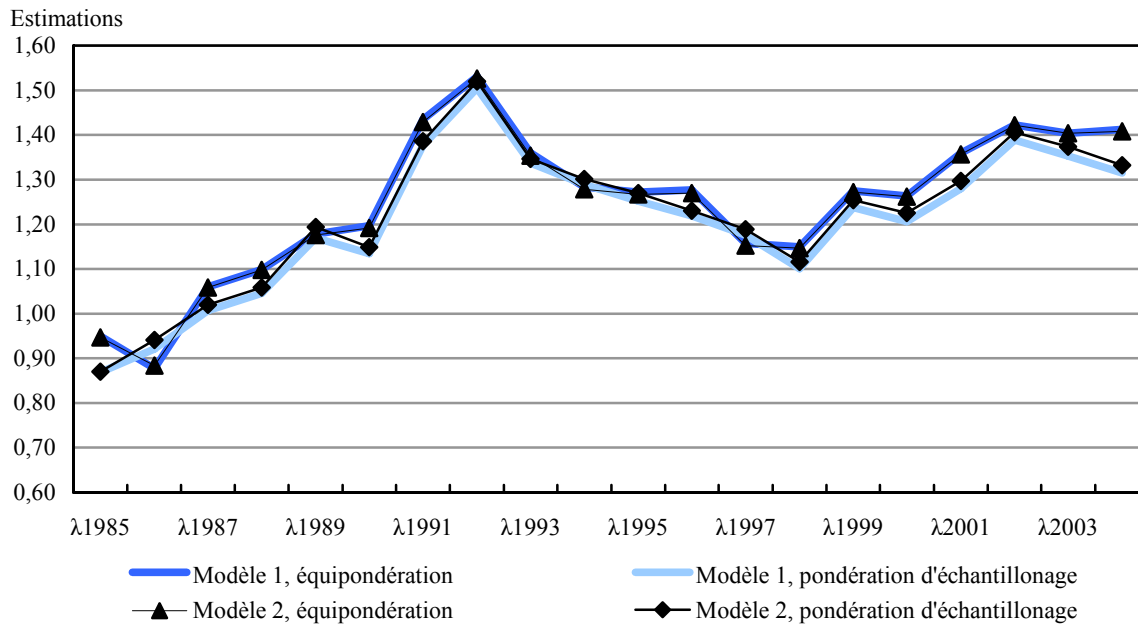
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 1-1**  
**Estimations de  $p_t$  pour les modèles 1 et 2 (équipondération et pondération d'échantillonnage)**



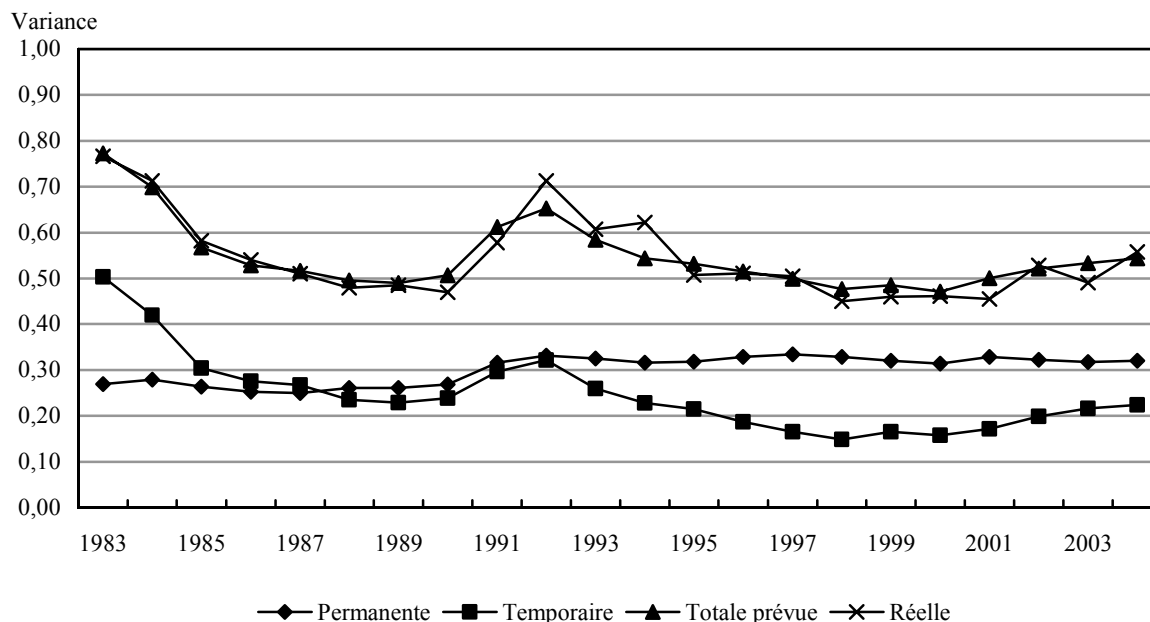
Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

**Figure 1-2**  
**Estimations de  $\lambda_t$  pour les modèles 1 et 2 (équipondération et pondération d'échantillonnage)**



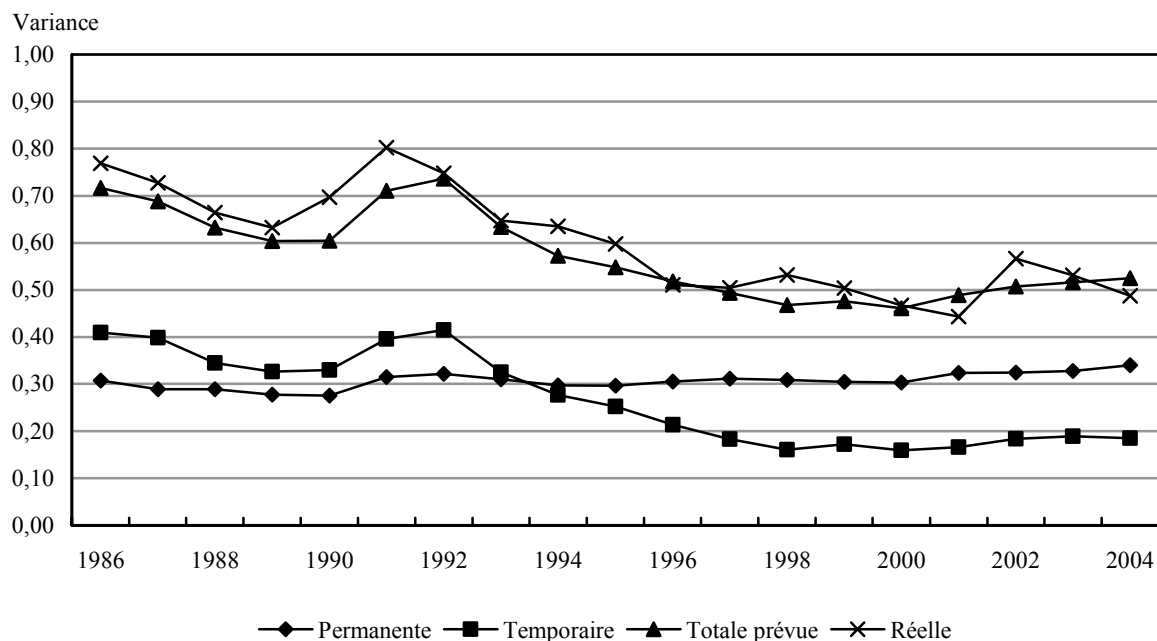
Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

**Figure 2-1**  
**Profils de la variance (réelle et prévue) et de ses composantes (permanente et temporaire) pour différentes cohortes d'après les estimations du tableau 5 — Cohorte de 1980 à 1982**



Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

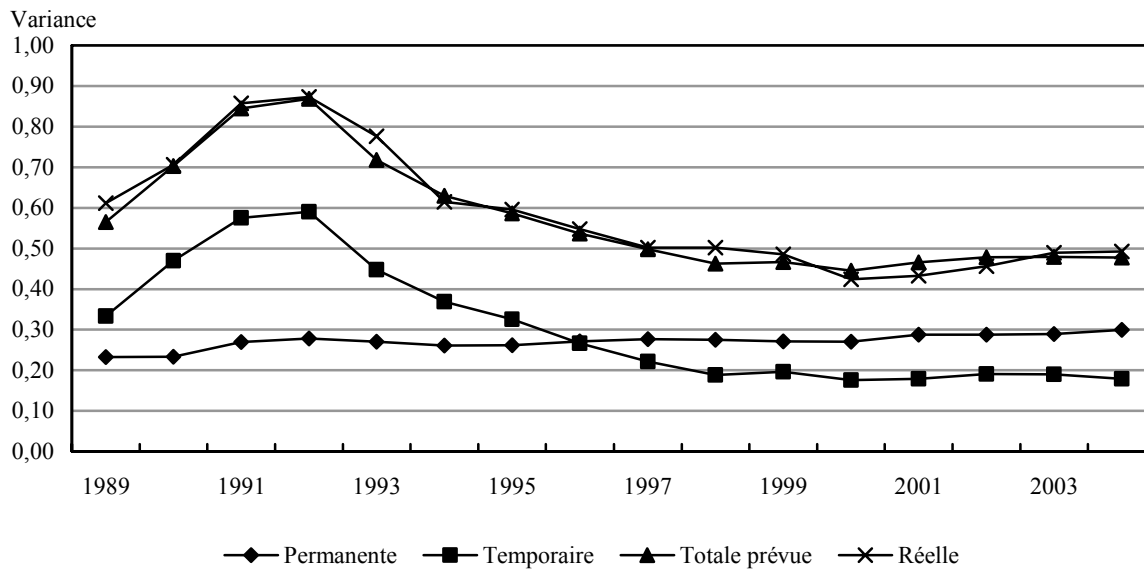
**Figure 2-2**  
**Profils de la variance (réelle et prévue) et de ses composantes (permanente et temporaire) pour différentes cohortes d'après les estimations du tableau 5 — Cohorte de 1983 à 1985**



Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 2-3**

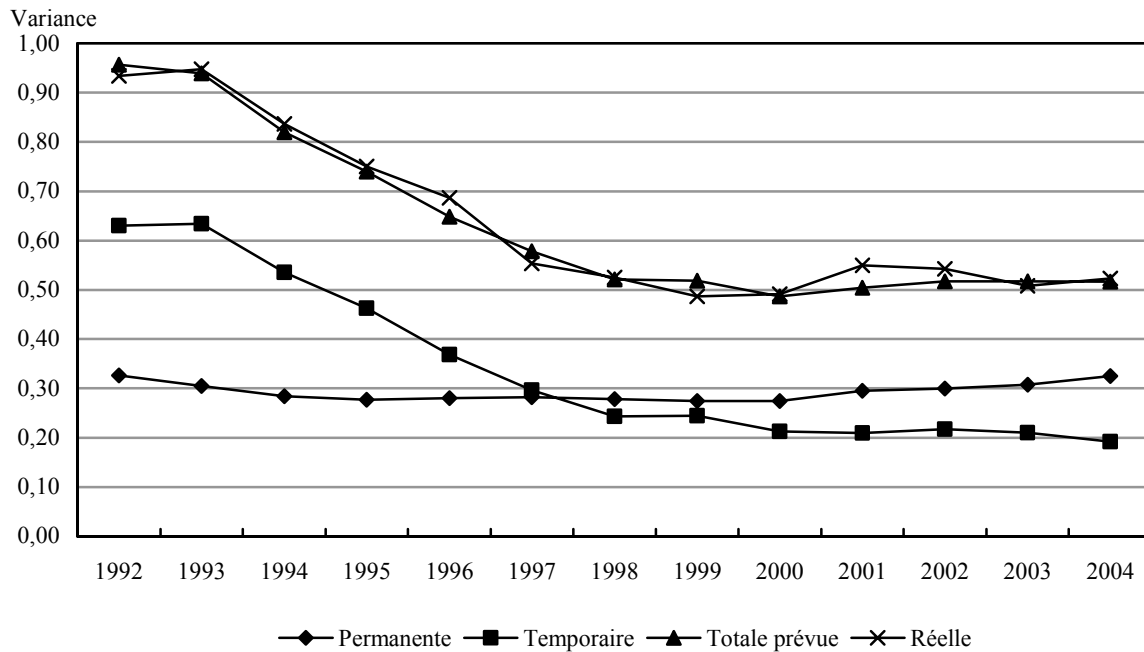
**Profils de la variance (réelle et prévue) et de ses composantes (permanente et temporaire) pour différentes cohortes d'après les estimations du tableau 5 — Cohorte de 1986 à 1988**



Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 2-4**

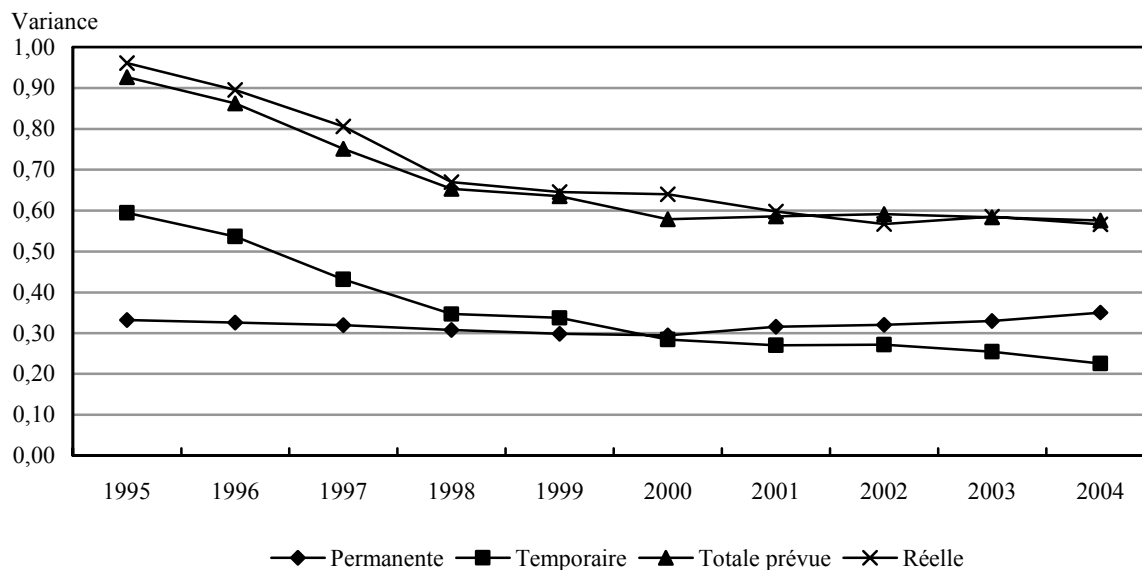
**Profils de la variance (réelle et prévue) et de ses composantes (permanente et temporaire) pour différentes cohortes d'après les estimations du tableau 5 — Cohorte de 1989 à 1991**



Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

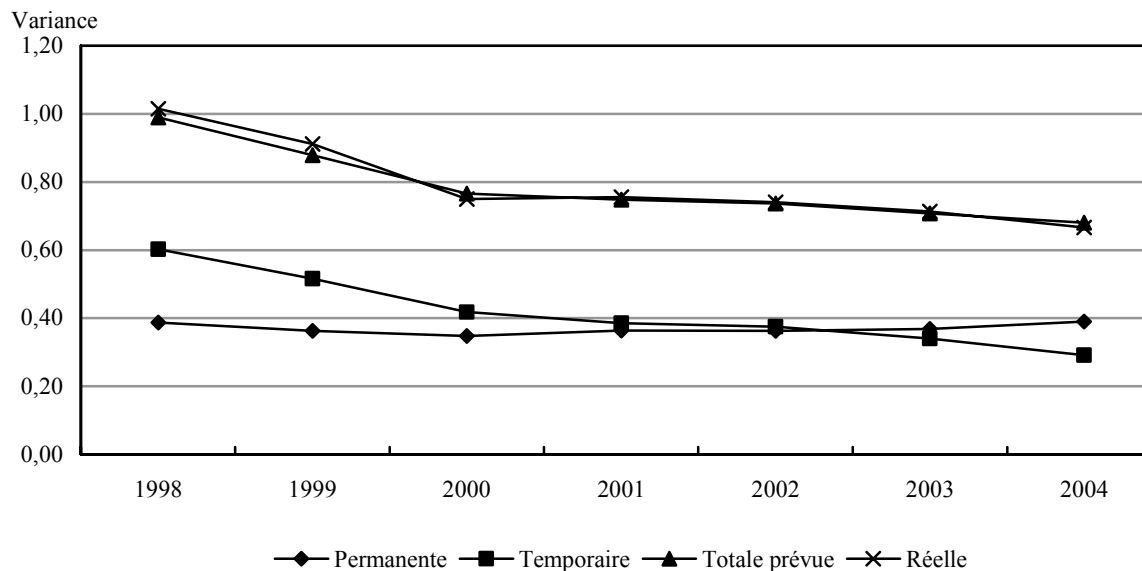


**Figure 2-5**  
**Profils de la variance (réelle et prévue) et de ses composantes (permanente et temporaire) pour différentes cohortes d'après les estimations du tableau 5 — Cohorte de 1992 à 1994**



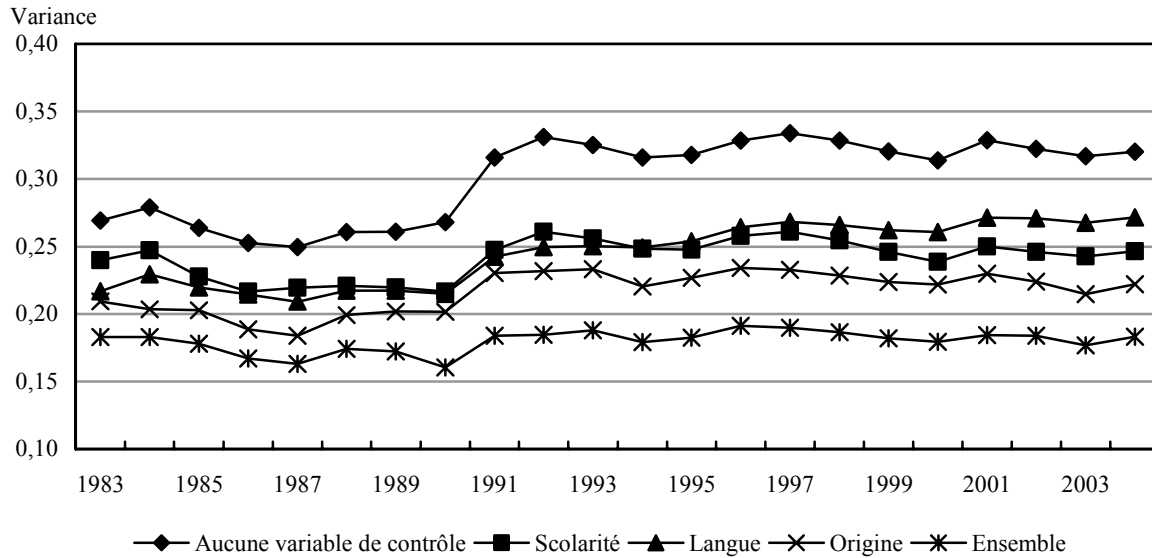
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 2-6**  
**Profils de la variance (réelle et prévue) et de ses composantes (permanente et temporaire) pour différentes cohortes d'après les estimations du tableau 5 — Cohorte de 1995 à 1997**



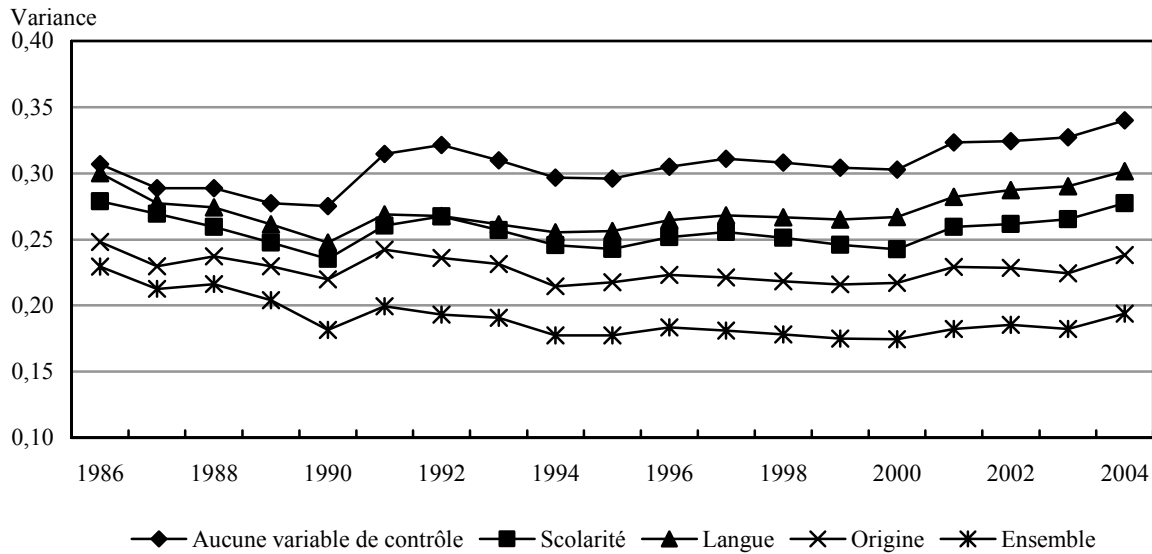
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 3-1**  
**Composante permanente de la variance d'après les estimations du tableau 7 —**  
**Cohorte d'arrivée de 1980 à 1982**



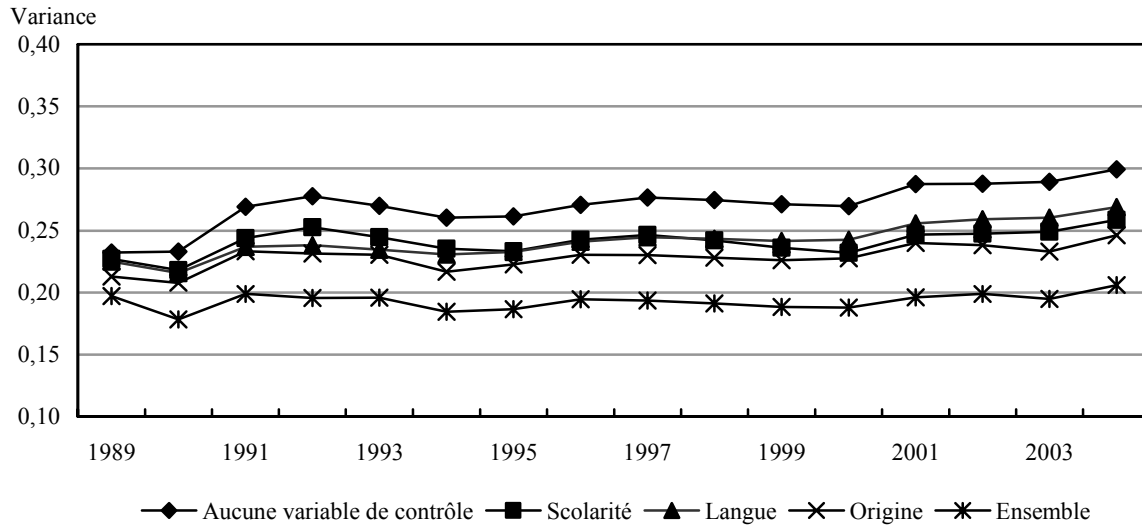
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 3-2**  
**Composante permanente de la variance d'après les estimations du tableau 7 —**  
**Cohorte d'arrivée de 1983 à 1985**



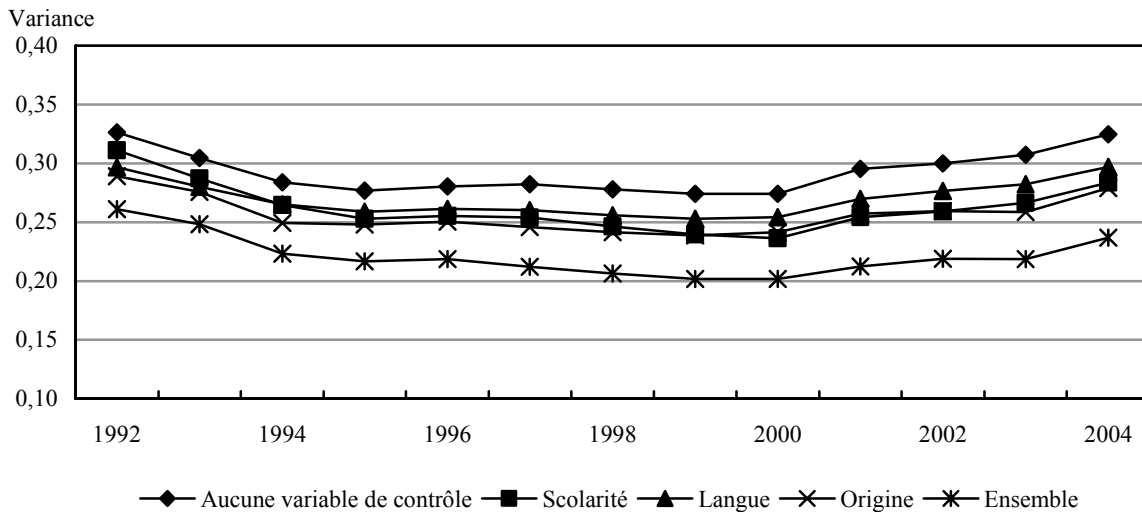
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 3-3**  
**Composante permanente de la variance d'après les estimations du tableau 7 —**  
**Cohorte d'arrivée de 1986**



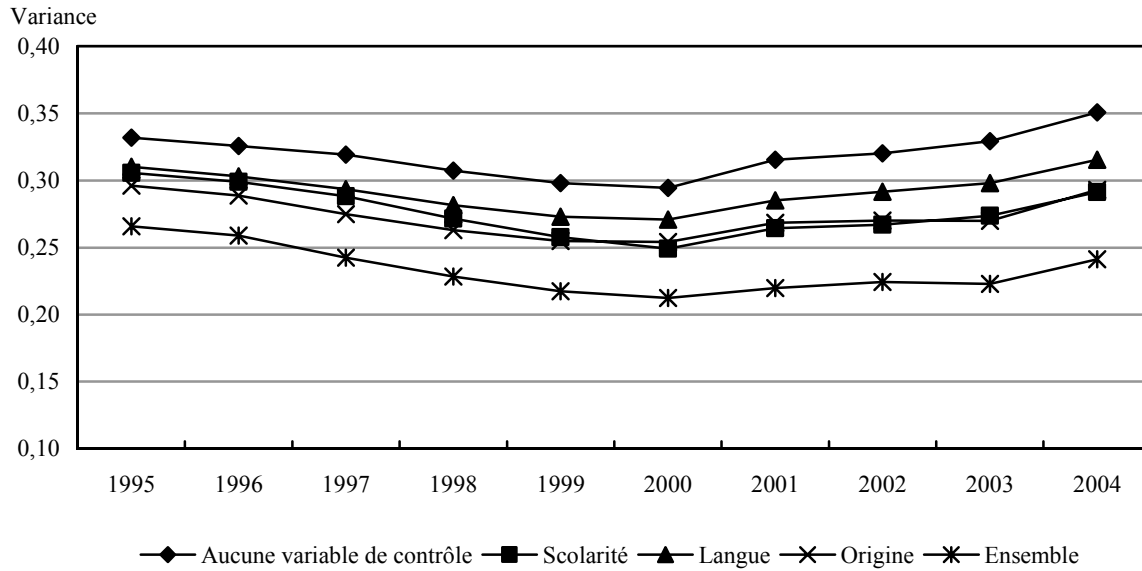
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 3-4**  
**Composante permanente de la variance d'après les estimations du tableau 7 —**  
**Cohorte d'arrivée de 1989 à 1991**



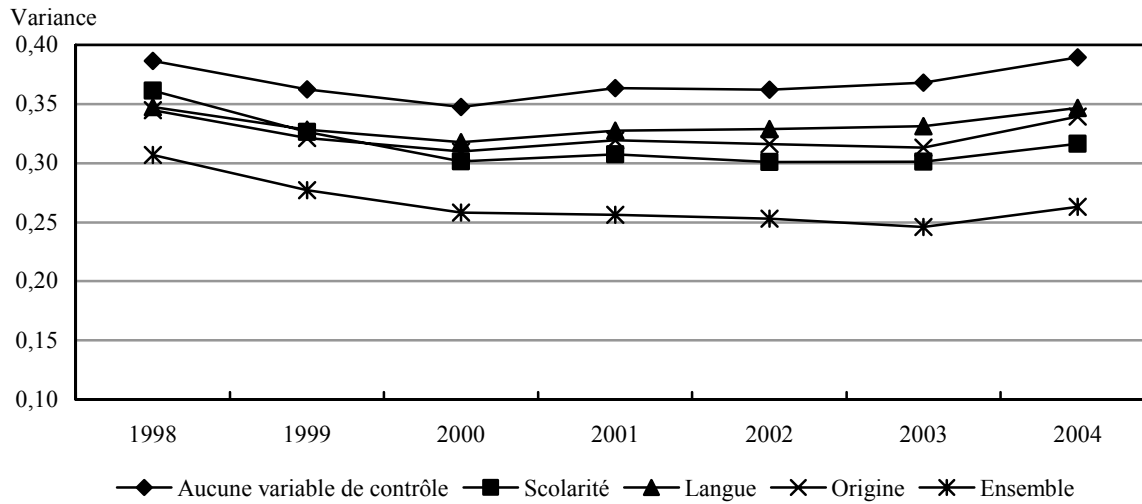
Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 3-5**  
**Composante permanente de la variance d'après les estimations du tableau 7 —**  
**Cohorte d'arrivée de 1992 à 1994**



Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

**Figure 3-6**  
**Composante permanente de la variance d'après les estimations du tableau 7 —**  
**Cohorte d'arrivée de 1995 à 1997**



Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales.

## **Annexe A**

Voici comment se définissent les régions :

1. États-Unis, Royaume-Uni, Irlande, Australie, Nouvelle-Zélande et République sud-africaine.
2. Europe occidentale.
3. Europe orientale, méridionale et centrale et Russie.
4. Amérique latine et Caraïbes.
5. Afrique du Nord et Moyen-Orient.
6. Inde, Sri Lanka, Bhoutan, Népal et Bangladesh.
7. Chine (continentale), Hong Kong, Taïwan et Macao.
8. Asie du Sud-Est et Océanie.
9. Afrique (sans l’Afrique du Nord ni la République sud-africaine).

On peut obtenir de l’auteur toute la liste des pays des diverses régions.

## Annexe B

**Tableau B.1**  
**Moyennes d'échantillon**

	1980 à 1982	1983 à 1985	1986 à 1988	1989 à 1991	1992 à 1994	1995 à 1997	1998 à 2000
Âge à l'immigration	32,4	32,5	33,2	33,0	33,5	34,4	34,2
Années de scolarité à l'étranger	12,7	12,7	12,6	12,8	13,1	14,3	15,1
Pourcentage d'immigrants							
parlant anglais	52,4	48,9	59,9	54,4	64,8	70,0	65,5
parlant français	4,1	5,9	2,9	5,4	5,3	6,5	6,7
parlant les deux langues	5,4	6,8	4,8	6,7	6,7	5,6	7,7
Pourcentage par région d'origine <sup>1</sup>							
Région 1	22,5	11,6	10,6	6,5	5,9	4,7	5,1
Région 2	10,3	8,0	9,5	7,4	4,9	4,1	4,7
Région 3	16,8	20,0	15,0	17,1	13,8	14,7	14,9
Région 4	5,4	8,8	8,8	12,1	9,6	16,5	17,5
Région 5	2,2	4,3	5,5	5,2	6,9	5,2	5,0
Région 6	5,3	7,0	9,9	9,0	15,3	17,8	16,7
Région 7	6,7	6,5	10,1	12,8	12,3	15,4	19,7
Région 8	9,7	17,1	15,8	15,5	17,0	9,9	7,6
Région 9	21,2	16,8	14,9	14,4	14,3	11,8	8,9

1. Voir les définitions à l'annexe A.

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

**Tableau B.2**  
**Estimations paramétriques du modèle entier**

	Équipondération		Pondération d'échantillonnage	
	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
p1984	1,022	0,029	1,013	0,020
p1985	0,992	0,028	0,980	0,020
p1986	0,950	0,026	0,953	0,019
p1987	0,945	0,020	0,942	0,016
p1988	0,943	0,020	0,956	0,016
p1989	0,949	0,021	0,950	0,017
p1990	0,967	0,019	0,956	0,014
p1991	1,028	0,021	1,030	0,015
p1992	1,029	0,022	1,046	0,016
p1993	1,019	0,021	1,028	0,014
p1994	1,028	0,022	1,005	0,014
p1995	0,998	0,023	0,999	0,015
p1996	1,006	0,023	1,007	0,014
p1997	1,029	0,025	1,006	0,015
p1998	0,989	0,026	0,988	0,017
p1999	0,951	0,027	0,967	0,017
p2000	0,921	0,030	0,947	0,019
p2001	0,915	0,033	0,960	0,023
p2002	0,892	0,037	0,941	0,026
p2003	0,865	0,041	0,924	0,030
p2004	0,847	0,044	0,919	0,033
sig2_r	0,005	0,003	0,010	0,002
sig2*_α1982	0,248	0,013	0,242	0,008
sig2_β1982	4,2E-04	1,8E-04	1,3E-04	1,2E-04
sig2_γ	3,2E-05	2,9E-05	2,1E-06	2,2E-05
sig_βγ1982	1,4E-04	4,8E-05	1,4E-04	4,2E-05
sig_αβ1982	-4,2E-03	8,6E-04	-4,4E-03	5,7E-04
sig_αγ1982	2,0E-03	5,1E-04	2,7E-03	3,9E-04
sig2*_α1985	0,277	0,018	0,262	0,013
sig_αβ1985	-1,1E-02	1,1E-03	-1,1E-02	8,1E-04
sig_αγ1985	3,6E-03	5,3E-04	4,9E-03	4,7E-04
sig2_β1985	1,1E-03	2,2E-04	9,1E-04	1,5E-04
sig_βγ1985	1,1E-05	5,6E-05	-1,4E-04	5,9E-05
sig2*_α1988	0,169	0,014	0,196	0,009
sig_αβ1988	-2,8E-03	1,4E-03	-4,7E-03	8,7E-04
sig_αγ1988	5,1E-03	5,4E-04	4,1E-03	3,8E-04
sig2_β1988	1,0E-03	2,6E-04	6,4E-04	1,7E-04
sig_βγ1988	-4,7E-04	6,2E-05	-3,8E-04	4,9E-05
sig2*_α1991	0,266	0,019	0,295	0,011
sig_αβ1991	-7,0E-03	2,1E-03	-1,0E-02	1,1E-03
sig_αγ1991	2,3E-03	5,7E-04	2,8E-03	3,5E-04
sig2_β1991	1,9E-03	3,8E-04	1,6E-03	2,3E-04
sig_βγ1991	-1,0E-04	8,2E-05	-1,3E-04	5,2E-05

**Tableau B.2**  
**Estimations paramétriques du modèle entier (fin)**

	Équipondération		Pondération d'échantillonnage	
	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
sig2*_α1994	0,256	0,023	0,278	0,013
sig_αβ1994	-5,1E-03	3,6E-03	-9,2E-03	1,9E-03
sig_αγ1994	5,5E-03	6,5E-04	5,3E-03	4,0E-04
sig2_β1994	3,0E-03	6,6E-04	2,5E-03	3,7E-04
sig_βγ1994	-5,5E-04	1,2E-04	-5,1E-04	7,7E-05
sig2*_α1997	0,338	0,035	0,360	0,019
sig_αβ1997	1,2E-03	7,8E-03	-9,0E-03	4,2E-03
sig_αγ1997	2,7E-03	7,9E-04	2,7E-03	4,9E-04
sig2_β1997	3,3E-03	1,9E-03	3,8E-03	1,0E-03
sig_βγ1997	-4,6E-04	2,3E-04	-3,8E-04	1,4E-04
sig*2_α2000	0,637	0,073	0,622	0,037
sig_αβ2000	-8,3E-02	3,3E-02	-7,0E-02	1,5E-02
sig_αγ2000	-2,5E-03	1,1E-03	-1,1E-03	6,4E-04
sig2_β2000	2,2E-02	1,4E-02	1,6E-02	7,0E-03
sig_βγ2000	1,6E-03	6,5E-04	1,1E-03	3,8E-04
λ1985	0,955	0,060	0,899	0,042
λ1986	0,927	0,063	0,938	0,046
λ1987	1,001	0,050	0,990	0,036
λ1988	1,008	0,053	0,975	0,041
λ1989	1,026	0,057	1,025	0,046
λ1990	1,130	0,051	1,103	0,034
λ1991	1,347	0,059	1,298	0,040
λ1992	1,416	0,064	1,388	0,044
λ1993	1,300	0,056	1,251	0,036
λ1994	1,227	0,056	1,215	0,036
λ1995	1,230	0,058	1,210	0,038
λ1996	1,172	0,053	1,140	0,034
λ1997	1,050	0,052	1,085	0,034
λ1998	1,064	0,054	1,039	0,036
λ1999	1,132	0,052	1,113	0,034
λ2000	1,096	0,053	1,068	0,034
λ2001	1,165	0,057	1,111	0,037
λ2002	1,197	0,055	1,172	0,036
λ2003	1,196	0,058	1,176	0,037
λ2004	1,197	0,063	1,142	0,042
ρ	0,385	0,011	0,377	0,007
s0_1983	0,545	0,024	0,503	0,017
s0_1986	0,390	0,024	0,410	0,020
s0_1989	0,350	0,025	0,333	0,015
s0_1992	0,698	0,027	0,630	0,014
s0_1995	0,612	0,031	0,595	0,016
s0_1998	0,622	0,043	0,603	0,023
s0_2001	0,339	0,109	0,410	0,052
g0	0,391	0,031	0,409	0,022
g1	-0,055	0,008	-0,060	0,006
g2	0,004	0,001	0,005	0,001
g3	-1,6E-04	1,0E-04	-2,3E-04	9,7E-05
g4	2,2E-06	2,5E-06	4,3E-06	2,5E-06
m	-7,0E-04	3,0E-04	-1,2E-03	2,6E-04

Source : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004.



**Tableau B.3****Estimations paramétriques des modèles en pondération d'échantillonnage avec les variables de contrôle de la scolarisation à l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine**

	Scolarisation		Compétence linguistique		Région d'origine		Ensemble	
	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
p1984	1,015	0,024	1,028	0,026	0,988	0,027	1,006	0,032
p1985	0,973	0,023	1,005	0,025	0,987	0,027	0,997	0,031
p1986	0,948	0,023	0,991	0,024	0,951	0,026	0,969	0,030
p1987	0,952	0,018	0,974	0,019	0,938	0,020	0,959	0,023
p1988	0,952	0,019	0,989	0,019	0,974	0,021	0,992	0,024
p1989	0,946	0,019	0,982	0,020	0,977	0,021	0,986	0,025
p1990	0,935	0,015	0,969	0,016	0,972	0,017	0,950	0,019
p1991	0,994	0,017	1,021	0,017	1,033	0,018	1,013	0,020
p1992	1,015	0,017	1,025	0,017	1,030	0,018	1,010	0,021
p1993	1,000	0,015	1,016	0,014	1,025	0,015	1,012	0,016
p1994	0,978	0,015	1,002	0,015	0,988	0,015	0,982	0,017
p1995	0,969	0,016	0,998	0,016	0,993	0,016	0,982	0,018
p1996	0,981	0,015	1,005	0,014	0,999	0,014	0,995	0,016
p1997	0,979	0,016	0,998	0,016	0,985	0,015	0,981	0,017
p1998	0,958	0,018	0,979	0,017	0,965	0,016	0,960	0,018
p1999	0,933	0,018	0,957	0,017	0,943	0,016	0,937	0,018
p2000	0,910	0,021	0,940	0,020	0,927	0,019	0,918	0,021
p2001	0,922	0,024	0,943	0,023	0,932	0,022	0,917	0,024
p2002	0,905	0,027	0,926	0,026	0,907	0,025	0,902	0,027
p2003	0,889	0,032	0,905	0,030	0,876	0,029	0,870	0,031
p2004	0,886	0,036	0,896	0,034	0,877	0,033	0,872	0,035
sig2_r	0,009	0,002	0,009	0,002	0,012	0,002	0,010	0,002
sig2_α1982	0,227	0,008	0,204	0,008	0,184	0,008	0,173	0,007
sig2_β1982	1,7E-04	1,2E-04	2,9E-04	1,1E-04	2,3E-04	1,0E-04	2,5E-04	9,7E-05
sig2_γ	1,0E-04	2,2E-05	4,0E-10	2,0E-05	2,2E-09	1,9E-05	1,1E-09	1,8E-05
sig_βγ1982	7,8E-05	4,1E-05	2,4E-05	3,8E-05	-2,3E-04	3,7E-05	-2,2E-04	3,5E-05
sig_αβ1982	-5,1E-03	5,5E-04	-4,6E-03	5,1E-04	-5,3E-03	4,8E-04	-5,0E-03	4,6E-04
sig_αγ1982	1,0E-03	3,8E-04	1,3E-03	3,5E-04	2,6E-03	3,4E-04	1,0E-03	3,2E-04
sig2_α1985	0,256	0,014	0,269	0,015	0,221	0,013	0,217	0,014
sig2_β1985	-1,1E-02	8,1E-04	-1,1E-02	7,5E-04	-1,1E-02	7,0E-04	-1,1E-02	6,7E-04
sig_βγ1985	2,3E-03	4,6E-04	3,2E-03	4,3E-04	3,0E-03	4,0E-04	1,3E-03	3,8E-04
sig_αβ1985	9,1E-04	1,5E-04	1,0E-03	1,4E-04	8,8E-04	1,3E-04	8,1E-04	1,2E-04
sig_αγ1985	-1,0E-04	5,8E-05	-1,1E-04	5,4E-05	-3,6E-04	5,2E-05	-2,7E-04	4,9E-05
sig2_α1988	0,207	0,010	0,193	0,010	0,179	0,010	0,178	0,010
sig2_β1988	-5,8E-03	8,9E-04	-5,0E-03	8,1E-04	-5,8E-03	7,4E-04	-6,2E-03	7,1E-04
sig_βγ1988	1,9E-03	3,8E-04	3,3E-03	3,6E-04	3,6E-03	3,4E-04	2,0E-03	3,2E-04
sig_αβ1988	6,6E-04	1,7E-04	7,5E-04	1,6E-04	6,7E-04	1,5E-04	6,8E-04	1,4E-04
sig_αγ1988	-2,5E-04	5,0E-05	-3,1E-04	4,6E-05	-4,0E-04	4,4E-05	-2,9E-04	4,2E-05
sig2_α1991	0,295	0,012	0,266	0,011	0,250	0,011	0,234	0,011
sig2_β1991	-1,3E-02	1,1E-03	-9,5E-03	1,1E-03	-1,0E-02	9,7E-04	-1,2E-02	9,2E-04
sig_βγ1991	1,3E-03	3,6E-04	2,9E-03	3,3E-04	3,7E-03	3,2E-04	2,7E-03	3,0E-04
sig_αβ1991	1,8E-03	2,3E-04	1,6E-03	2,2E-04	1,6E-03	2,0E-04	1,7E-03	1,9E-04
sig_αγ1991	-9,9E-06	5,4E-05	-1,9E-04	4,9E-05	-2,9E-04	4,7E-05	-2,2E-04	4,5E-05

**Tableau B.3**

**Estimations paramétriques des modèles en pondération d'échantillonnage avec les variables de contrôle de la scolarisation à l'étranger, de la compétence linguistique et de la région d'origine (fin)**

	Scolarisation		Compétence linguistique		Région d'origine		Ensemble	
	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type	Coefficient	Erreur-type
sig2_α1994	0,269	0,012	0,260	0,012	0,247	0,011	0,229	0,011
sig2_β1994	-1,1E-02	2,0E-03	-8,5E-03	1,8E-03	-9,8E-03	1,7E-03	-1,1E-02	1,6E-03
sig_βγ1994	3,7E-03	4,0E-04	5,0E-03	3,8E-04	5,0E-03	3,6E-04	3,8E-03	3,4E-04
sig_αβ1994	2,5E-03	3,7E-04	2,5E-03	3,6E-04	2,5E-03	3,4E-04	2,3E-03	3,2E-04
sig_αγ1994	-5,5E-04	7,7E-05	-4,9E-04	7,3E-05	-5,7E-04	7,0E-05	-4,8E-04	6,6E-05
sig2_α1997	0,349	0,018	0,324	0,018	0,312	0,016	0,288	0,016
sig2_β1997	-1,5E-02	4,2E-03	-7,1E-03	4,0E-03	-1,1E-02	3,7E-03	-1,5E-02	3,5E-03
sig_βγ1997	1,1E-03	4,9E-04	2,4E-03	4,6E-04	3,6E-03	4,4E-04	2,0E-03	4,2E-04
sig_αβ1997	4,0E-03	1,0E-03	3,2E-03	1,0E-03	4,2E-03	9,7E-04	3,8E-03	9,1E-04
sig_αγ1997	-1,8E-04	1,5E-04	-1,8E-04	1,4E-04	-4,1E-04	1,3E-04	-1,0E-04	1,3E-04
sig2_α2000	0,603	0,036	0,589	0,036	0,581	0,033	0,518	0,031
sig2_β2000	-8,6E-02	1,6E-02	-7,4E-02	1,5E-02	-7,6E-02	1,5E-02	-7,5E-02	1,4E-02
sig_βγ2000	-2,2E-03	6,3E-04	-9,3E-04	6,0E-04	-9,0E-04	5,7E-04	-1,6E-03	5,4E-04
sig_αβ2000	2,1E-02	7,6E-03	1,7E-02	7,1E-03	1,9E-02	6,8E-03	1,7E-02	6,6E-03
sig_αγ2000	1,4E-03	3,8E-04	1,3E-03	3,7E-04	1,4E-03	3,5E-04	1,5E-03	3,4E-04
λ1985	0,903	0,042	0,897	0,041	0,893	0,040	0,898	0,039
λ1986	0,949	0,045	0,943	0,045	0,940	0,043	0,942	0,042
λ1987	0,988	0,036	0,983	0,036	0,971	0,034	0,974	0,034
λ1988	0,976	0,041	0,974	0,041	0,956	0,039	0,952	0,039
λ1989	1,019	0,046	1,020	0,046	0,993	0,044	0,987	0,043
λ1990	1,100	0,034	1,103	0,033	1,081	0,032	1,081	0,031
λ1991	1,303	0,039	1,327	0,039	1,281	0,037	1,279	0,036
λ1992	1,388	0,043	1,416	0,043	1,392	0,041	1,391	0,040
λ1993	1,262	0,035	1,285	0,035	1,242	0,033	1,256	0,033
λ1994	1,229	0,036	1,236	0,036	1,215	0,034	1,226	0,034
λ1995	1,223	0,038	1,233	0,038	1,204	0,036	1,220	0,036
λ1996	1,146	0,033	1,163	0,033	1,134	0,032	1,143	0,031
λ1997	1,098	0,034	1,116	0,034	1,096	0,032	1,108	0,032
λ1998	1,052	0,035	1,065	0,035	1,045	0,034	1,053	0,033
λ1999	1,125	0,033	1,145	0,033	1,122	0,032	1,131	0,031
λ2000	1,073	0,034	1,090	0,034	1,069	0,032	1,072	0,031
λ2001	1,120	0,037	1,141	0,037	1,119	0,035	1,129	0,034
λ2002	1,189	0,035	1,201	0,035	1,184	0,034	1,196	0,033
λ2003	1,184	0,037	1,203	0,037	1,195	0,035	1,205	0,035
λ2004	1,144	0,041	1,171	0,042	1,142	0,039	1,158	0,038
ρ	0,375	0,007	0,384	0,007	0,371	0,007	0,370	0,006
s0_1983	0,491	0,016	0,483	0,015	0,435	0,015	0,424	0,014
s0_1986	0,411	0,019	0,410	0,019	0,377	0,017	0,382	0,016
s0_1989	0,335	0,015	0,331	0,014	0,305	0,013	0,299	0,013
s0_1992	0,617	0,014	0,620	0,013	0,591	0,012	0,580	0,012
s0_1995	0,588	0,016	0,588	0,015	0,561	0,014	0,557	0,014
s0_1998	0,588	0,023	0,615	0,022	0,553	0,020	0,557	0,020
s0_2001	0,358	0,058	0,373	0,054	0,349	0,051	0,354	0,050
g0	0,415	0,022	0,404	0,021	0,404	0,020	0,399	0,020
g1	-0,068	0,006	-0,065	0,006	-0,060	0,006	-0,061	0,005
g2	0,007	0,001	0,006	0,001	0,005	0,001	0,006	0,001
g3	-3,4E-04	9,3E-05	-2,7E-04	8,7E-05	-2,6E-04	8,5E-05	-2,8E-04	7,9E-05
g4	6,9E-06	2,4E-06	5,2E-06	2,2E-06	5,1E-06	2,2E-06	5,5E-06	2,0E-06
m	-1,2E-03	2,5E-04	-5,3E-04	2,3E-04	-1,8E-03	2,4E-04	-1,9E-03	2,2E-04

Sources : Statistique Canada, Banque de données administratives longitudinales, 1983 à 2004, et Base de données longitudinales sur les immigrants, 1980 à 2000.

## Bibliographie

- Abowd, John M., et David Card. 1989. « On the covariance structure of earnings and hours changes ». *Econometrica*. 57, 2 : 411–445.
- Altonji, Joseph G., et Lewis M. Segal. 1996. « Small-sample bias in GMM estimation of covariance structures ». *Journal of Business & Economic Statistics*. 14, 3 : 353–366.
- Aydemir, Abdurrahman, et Mikal Skuterud. 2005. « Explaining the deteriorating entry earnings of Canada's immigrant cohorts, 1966-2000 ». *Revue canadienne d'économique*. 38, 2 : 641–672.
- Baker, Michael. 1997. « Growth-rate heterogeneity and the covariance structure of life-cycle earnings ». *Journal of Labor Economics*. 15, 2 : 338–375.
- Baker, Michael, et Gary Solon. 2003. « Earnings dynamics and inequality among Canadian men, 1976-1992 ». *Journal of Labor Economics*. 21, 2 : 289–321.
- Baker, Michael, et Dwayne Benjamin. 1994. « The performance of immigrants in the Canadian labor market ». *Journal of Labor Economics*. 12, 3 : 369–405.
- Beach, Charles M., Ross Finnie et David Gray. 2003. « Earnings variability and earnings instability of women and men in Canada: How do the 1990s compare to the 1980s? » *Analyse de politiques*. 29, Numéro spécial : The Linkages Between Economic Growth and Inequality : S41–S63.
- Betts, Julian R., et Magnus Lofstrom. 2000. « The educational attainment of immigrants ». Dans *Issues in the Economics of Immigration*. George J. Borjas (rév.). Chicago : University of Chicago Press.
- Browning, Martin, et AnnaMaria Lusardi. 1996. « Household saving: Micro theories and micro facts ». *Journal of Economic Literature*. 34, 4 : 1797–1855.
- Browning, Martin, et Thomas F. Crossley. 2001. « The life-cycle model of consumption and saving ». *Journal of Economic Perspectives*. 15, 3 : 3–21.
- Chiswick, Barry Y. 1978. « The effect of Americanization on the earnings of foreign-born men ». *Journal of Political Economy*. 86, 5 : 897–921.
- Clark, Todd E. 1996. « Small-sample properties of estimators of nonlinear models of covariance structure ». *Journal of Business & Economic Statistics*. 14, 3 : 367–373.
- Deaton, Angus. 1997. *The Analysis of Household Surveys: A Microeconomic Approach to Development Policy*. Baltimore : The Johns Hopkins University Press.
- Dustmann, Christian, et Arthur Van Soest. 2002. « Language and the earnings of immigrants ». *Industrial & Labor Relations Review*. 55, 3 : 473–492.

- Ferrer, Ana, David A. Green et W. Craig Riddell. 2006. « The effect of literacy on immigrant earnings ». *Journal of Human Resources*. 41, 2 : 380–410.
- Frenette, Marc, et René Morissette. 2003. *Convergeront-ils un jour? Les gains des travailleurs immigrants et ceux nés au Canada au cours des dernières décennies*. Direction des études analytiques : documents de recherche. N° 11F0019MIF2003215 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Friedberg, Rachel M. 2000. « You can't take it with you? Immigrant assimilation and the portability of human capital ». *Journal of Labor Economics*. 18, 2 : 221–251.
- Gottschalk, Peter, et Robert Moffitt. 1994. « The growth of earnings instability in the U.S. labor market ». *Brookings Papers on Economic Activity*. 2 : 217–272.
- Grant, Mary L. 1999. « Evidence of new immigrant assimilation in Canada ». *Revue canadienne d'économique*. 32, 4 : 930–955.
- Green, David A., et Christopher Worswick. 2004. *Immigrant earnings profiles in the presence of human capital investment: Measuring cohort and macro effects*. IFS Working Papers, no. W04/13. London, U.K. : Institute for Fiscal Studies.
- Haider, Steven J. 2001. « Earnings instability and earnings inequality of males in the United States: 1967-1991 ». *Journal of Labor Economics*. 19, 4 : 799–836.
- Jasso, Guillermina, Mark R. Rosenzweig et James P. Smith. 2000. « The changing skill of new immigrants to the United States: Recent trends and their determinants ». Dans *Issues in the Economics of Immigration*. George J. Borjas (rév.). Chicago : University of Chicago Press.
- Johnston, Jack. *Econometric Methods*. 1984. 3rd edition. New York : McGraw-Hill Book Company.
- Moffitt, Robert A., et Peter Gottschalk. 2002. « Trends in the transitory variance of earnings in the United States ». *The Economic Journal*. 112, 478 : C68–C73.
- Morissette, René, John Myles et Garnett Picot. 1994. L'inégalité des gains au Canada : le point sur la situation. Direction des études analytiques : documents de recherche. Catalogue N° 11F0019MIF1994060 au catalogue. Ottawa : Statistique Canada.
- Morissette, René, et Yuri Ostrovsky. 2005. « The instability of family earnings and family income in Canada, 1986-1991 and 1996-2001 ». *Analyse de politiques*. 31, 3 : 273–302.
- Schaafsma, Joseph, et Arthur Sweetman. 2001. « Immigrant earnings: Age at immigration matters ». *Revue canadienne d'économique*. 34, 4 : 1066–1098.
- Smith, James P. 2006. « Immigrants and the labor market ». *Journal of Labor Economics*. 24, 2 : 203–233.