

Évolution des écarts entre les salaires des hommes francophones et anglophones âgés de 25 à 54 ans selon le bilinguisme au Nouveau-Brunswick de 1970 à 2000

Nicolas Béland, Éric Forgues and Maurice Beaudin

Number 25, Spring 2008

Langues officielles et dualité linguistique : structuration de la recherche et partenariats

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/019483ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/019483ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

Les Presses de l'Université d'Ottawa
Centre de recherche en civilisation canadienne-française

ISSN

1183-2487 (print)

1710-1158 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Béland, N., Forgues, É. & Beaudin, M. (2008). Évolution des écarts entre les salaires des hommes francophones et anglophones âgés de 25 à 54 ans selon le bilinguisme au Nouveau-Brunswick de 1970 à 2000. *Francophonies d'Amérique*, (25), 49–87. <https://doi.org/10.7202/019483ar>

Article abstract

This paper examines the relation between salary, linguistic group and bilingualism among French-speaking and English-speaking New Brunswickers, and its evolution during the period from 1970 to 2000. The target population consisted of male salaried workers between 25 and 54 years of age, with at least nine years of schooling, who had regular, stable employment in secondary and tertiary industries. This population serves as a standard population for the purpose of analyzing inequalities between Francophones and Anglophones in Canada. Our research revealed three major trends. From 1970 to 2000, the historical correlation between ethnicity and salary persisted. During the same period, we found a marked contrast in the role of bilingualism on salary. Bilingualism made a minor and statistically insignificant contribution to the salaries of Anglophones, while it accounted for a major contribution to those of Francophones. Finally, the proportion of French-speaking workers among those who held regular, stable employment doubled between 1970 and 1990. Since that time, French-speaking workers represented approximately one-third of the labour force, consistent with the proportion of Francophones in the overall population of the province.

Évolution des écarts entre les salaires des hommes francophones et anglophones âgés de 25 à 54 ans selon le bilinguisme au Nouveau-Brunswick de 1970 à 2000¹

Nicolas BÉLAND

Office québécois de la langue française

Éric FORGUES

Institut canadien de recherche sur les minorités linguistiques

Maurice BEAUDIN

Université de Moncton, Campus de Shippagan

Introduction

Les inégalités de revenus de travail entre francophones et anglophones, les Canadiens français et les Canadiens anglais d'autrefois, ont joué un rôle important dans l'histoire du Nouveau-Brunswick, province où les francophones, bien que minoritaires, représentent une part plus que substantielle de la population (autour du tiers de 1970 à 2000). Historiquement, les causes du problème sont sociales et politiques. Elles tiennent à la position dominante, au sens wébérien du terme, des anglophones, en tant que collectivité, dans l'économie du Nouveau-Brunswick, et de l'anglais, comme langue d'usage, sur les segments secondaire et tertiaire du marché du travail. Les causes et les conséquences de ce phénomène sont multiples et ont d'ailleurs fait l'objet de diverses analyses. Évaluer précisément ces inégalités de revenus de travail entre francophones et anglophones depuis quarante ans demeure toutefois un défi de taille.

En 1966 et 1969, André Raynauld, Gérard Marion et Richard Béland réalisent, pour le compte de la Commission royale d'enquête sur le bilinguisme et le biculturalisme, deux études basées sur les données du recensement de 1961. Ces trois auteurs sont les premiers à analyser le rôle de l'origine ethnique dans la détermination du revenu moyen de travail, à partir de vastes échantillons conçus pour représenter fidèlement l'ensemble de la population de chaque province. Ils observent un écart de 28 % entre les revenus moyens de travail des francophones et des anglophones au Nouveau-Brunswick en 1960.

Cet écart est important. Il l'est moins qu'au Québec cependant, où il se situe à 55 %, la différence la plus élevée dans le Canada d'alors (Raynauld *et al.*, 1966 et 1969). Ces différences sont toutefois des différences brutes. Elles sont mesurées sans tenir compte d'autres variables que l'ethnicité dans la détermination du salaire.

Le résultat le plus important de Raynauld et de ses collaborateurs est ailleurs. Ces chercheurs produisent la première approximation crédible de l'effet net de l'origine francophone ou anglophone sur le revenu moyen de travail au Canada. L'effet net mesure l'écart entre la rémunération moyenne de ces deux groupes après neutralisation de l'influence de la combinaison unique à chaque personne de caractéristiques pertinentes comme la scolarité, l'expérience de travail, le nombre de semaines travaillées et l'état matrimonial. Avec les micro-ordinateurs puissants dont tout le monde dispose aujourd'hui, la neutralisation de milliers de combinaisons individuelles de ces variables prend au plus quelques minutes. Or cela prenait des semaines en 1966. Raynauld, Marion et Béland ont donc décidé de mesurer plutôt l'influence de la moyenne des caractéristiques des travailleurs habitant dans chacune des villes canadiennes de 30 000 habitants ou plus en 1960 (leur âge moyen, leur scolarité moyenne, etc.) sur le revenu moyen de travail dans ces villes. Leurs résultats montrent que la proportion de francophones dans la population de ces agglomérations est liée négativement au revenu moyen de travail des habitants des villes en question. Chaque hausse de 1 % du pourcentage de francophones y est associée à une baisse de 3,15 \$ de ce revenu moyen (dollars de 1960). Le fait anglophone est, quant à lui, lié positivement à ce revenu moyen en 1960 (Raynauld *et al.*, 1966, vol. I, section II). Pour la première fois, des résultats empiriques produits par des chercheurs reconnus corroborent une hypothèse avancée à maintes reprises dans la littérature (voir Breton, 1996). Il y avait effectivement des différences importantes entre les revenus des francophones et des anglophones au Canada et elles étaient dues au moins en partie à ce qui ressemblait à de la discrimination systémique envers les francophones sur le marché du travail. Dans le contexte social et politique relativement tendu des années 1960 et 1970, cette étude a reçu une certaine attention de la part du public et des politiques.

Les études subséquentes ont profité des avancées de la technologie afin d'appliquer aux micro-données des recensements des méthodes

statistiques éprouvées pour cerner directement l'effet net et pour ajouter une variable additionnelle à l'équation, soit le bilinguisme anglais-français. Les sujets y sont désignés non seulement en fonction de leur appartenance linguistique, mais aussi d'après leur capacité à s'exprimer en français et en anglais, en français seulement ou en anglais seulement. Il existe toutefois des différences importantes entre les populations visées par chacune de ces études. Certaines de ces variations sont géographiques : le Canada, chaque province, le Nouveau-Brunswick en entier, la région métropolitaine de recensement (RMR) de Montréal, et ainsi de suite. À l'intérieur d'une zone géographique donnée, d'autres variations portent sur les travailleurs eux-mêmes : tous les travailleurs ou encore un sous-ensemble de la main-d'œuvre.

La plupart de ces études portent sur les inégalités de revenus entre les francophones et les anglophones du Québec, seule province au Canada où les francophones ont toujours formé la vaste majorité de la population (autour de 82 % de 1960 à 2000). D'après l'ensemble de ces études, la configuration observée par Raynauld et ses collaborateurs avec les données du recensement de 1961 tenait encore dans les données du recensement de 1971. Par exemple, en 1970, pour le Québec en entier ainsi que pour la RMR de Montréal, Vaillancourt (1988) observe que les anglophones unilingues gagnaient encore, toutes autres choses étant égales par ailleurs, 10 % de plus que les francophones unilingues. Toutes ces études constatent aussi que cette configuration a disparu à un moment donné entre 1970 et 1980. Seuls les détails de l'évolution subséquente de ces inégalités demeurent un objet de débat qui, à l'occasion, saisit l'opinion publique québécoise.

Les auteurs ayant tenté d'estimer directement l'évolution des écarts nets de salaires entre les francophones et les anglophones au Nouveau-Brunswick de 1970 à 2000 selon le bilinguisme ont tous obtenu des résultats incohérents et statistiquement non significatifs (voir par exemple Christofidès et Swidinsky, 1998, ainsi que Vaillancourt et Roy, 1979). Cet échec, selon ces derniers, serait attribuable à la persistance d'un lien relativement fort entre le nombre de semaines travaillées par année et l'appartenance linguistique dans cette province.

En ce qui nous concerne, nous voulons réexaminer la question en restreignant la population visée par la présente étude aux travailleurs

actifs de la première à la dernière semaine de l'année qui détiennent un emploi régulier et stable sur un marché du travail où le bilinguisme est offert et demandé. Depuis bien longtemps maintenant, une petite constellation de centres urbains de taille moyenne et de villes mono-industrielles forme au Nouveau-Brunswick le marché du travail où se rencontrent à longueur d'année des employeurs et des travailleurs francophones et anglophones, unilingues ou bilingues, dans les bureaux, les commerces, les services et les usines (Guindon, 1988 : 73). Ce marché du travail est celui que nous visons. Précisons qu'en excluant de notre étude le secteur primaire et la fraction non négligeable et diversifiée de la main-d'œuvre ayant subi l'essentiel des changements survenus depuis 1970, nous espérons cerner le segment du marché du travail où le lien entre le nombre de semaines travaillées et l'appartenance linguistique est le moins prononcé, et ce, du début à la fin de la période que nous étudions. Cette stratégie assure, à notre avis, une plus grande clarté de l'analyse. Sur le marché du travail visé ici, l'apport des attributs linguistiques au revenu moyen devrait être déterminé d'abord et avant tout par les effets de l'appartenance linguistique ainsi que par le rendement du bilinguisme, et cela de 1970 à 2000. Cette stratégie n'enlève rien non plus, selon nous, à la pertinence sociale et scientifique de notre étude. De 1970 à 2000, les travailleurs détenant un emploi régulier et stable représentent en effet un sous-ensemble important, bien que minoritaire, de la main-d'œuvre néo-brunswickoise.

Les données

Sauf mention contraire, toutes nos données proviennent des fichiers publics de micro-données des recensements canadiens de 1971, 1981, 1991, 1996 et 2001. Ces fichiers donnent aux chercheurs un accès facile à bon nombre de données les plus fondamentales du recensement. Ils ne concernent pas toutes les données du recensement ni tous les recensés. Ils nous offrent plutôt un échantillon substantiel des recensés, construit par Statistique Canada pour représenter fidèlement la population dont il est tiré.

Deux ensembles de données du recensement sont centraux pour l'analyse des inégalités de revenus. Le premier concerne la variable dépendante de cette étude : le salaire. Statistique Canada recueille de

l'information sur les revenus de travail des recensés durant l'année civile précédant le recensement, par exemple, les revenus de toute l'année 2000 pour le recensement tenu le 15 mai 2001. La qualité des données de recensement sur cette variable est réputée bonne, pour de multiples raisons. Les conditions dans lesquelles sont recueillies ces données sont relativement favorables. La réputation de Statistique Canada quant à la confidentialité des données est particulièrement solide, ce qui importe lorsque l'on recueille des renseignements personnels. Le recensement s'effectue par autodénombrement, sur un formulaire que les recensés mettent ensuite à la poste, ce qui élimine les craintes et les biais qu'engendre la présence d'un intervieweur. Le jour du recensement, en mai ou en juin, les intéressées peuvent consulter leur déclaration de revenus qu'ils ont, pour la plupart, remplie en mars ou en avril, ce qui favorise l'exactitude des réponses. L'ensemble des questions (questions 51a à 51j dans le formulaire complet du recensement de 2001) est clair, la distinction entre le salaire, les commissions, les pourboires et traitements et les autres sources de revenu y étant bien établie. Tout cela explique probablement pourquoi Statistique Canada estime, après une vérification poussée de la cohérence des réponses des recensés, que très peu hésitent à inscrire sur le questionnaire le montant exact de leur revenu d'emploi (Statistique Canada, 2004).

L'autre ensemble de données concerne les connaissances linguistiques des recensés. L'information provient des réponses à deux questions. La première porte sur la langue maternelle des sujets. En 2001, la langue maternelle était définie dans le questionnaire du recensement comme « celle apprise en premier lieu à la maison dans l'enfance et encore comprise par le recensé » (question 16 dans le formulaire complet du recensement de 2001). Le libellé exact de cette question a souvent changé quelque peu d'un recensement à l'autre au cours du XX^e siècle, mais son objet est toutefois demeuré suffisamment similaire pour qu'il n'y ait jamais eu de rupture de la comparabilité des données sur cette variable. En conséquence, l'usage est de les considérer comme comparables de 1941 à nos jours, sans réserve d'importance autre que secondaire (voir Leacy, 1999 et Statistique Canada, 1993).

La deuxième question vise la connaissance des langues officielles du Canada (le français et l'anglais). On demande aux sujets si, oui ou

non, ils connaissent « assez bien le français ou l'anglais pour soutenir une conversation » (question 13 dans le formulaire complet du recensement de 2001). L'univers des réponses possibles est ici limité à quatre possibilités : le français seulement, l'anglais seulement, les deux, et ni l'une ni l'autre. Les « bilingues » du recensement et de l'usage canadien commun sont ces personnes qui, indépendamment de la connaissance d'une langue autre que le français ou l'anglais, disent parler ces deux dernières langues. Dans ces conditions, le répondant dont la langue maternelle est, par exemple, le portugais, et qui, du français ou de l'anglais, déclare ne connaître que le français devient un unilingue francophone (Béland, 2003). Ici encore, Statistique Canada procède par autodéclaration. Le seul critère fourni aux recensés est celui inscrit dans le libellé de la question depuis 1970 : « soutenir une conversation ». Le bilinguisme visé ici est un bilinguisme que l'on pourrait qualifier d'« oral actif », à l'exclusion des autres formes de bilinguisme, peut-être tout aussi importantes que le bilinguisme « oral actif » dans la détermination de la rémunération. Cependant, les données du recensement ne révèlent rien sur la capacité d'une personne à lire une langue seconde sans pouvoir la parler ou à la parler sans pouvoir la lire.

Par ailleurs, les données du recensement sur le bilinguisme « oral actif » ont des limites bien connues. Les études sur leur fiabilité montrent que les recensés ont tendance à surestimer leurs habiletés linguistiques. En réponse à la question « Êtes-vous capables de soutenir une longue conversation sur des sujets variés en (français, anglais) ? » le nombre d'unilingues augmente par rapport à celui qu'on obtient en réponse à la question utilisée dans les recensements, qui ne fournit qu'un seul critère d'autodéclaration aux recensés : « soutenir une conversation » (Albert, 1989). Au Québec, le nombre d'unilingues augmente de 8 % chez les francophones, et de 21 % chez les anglophones, lorsque l'on utilise la question qui parle d'une longue conversation (Albert, 1989. Voir aussi Charrette et Meng, 1994). Il y a donc, parmi les bilingues du recensement, des gens maîtrisant très bien leur langue seconde à l'oral et d'autres éprouvant quelques difficultés à la parler activement. Le contexte social et politique explique cette situation. La connaissance ou la méconnaissance des langues officielles est un sujet sensible pour certaines franges de la population québécoise. Il faut cependant noter que la population ciblée dans ces études méthodologiques diffère de celle, moins hétérogène, sur laquelle porte notre

analyse. Ces études visent en effet l'ensemble de la population québécoise, des retraités aux jeunes étudiants, et non, comme ici, le segment bien particulier que constitue la main-d'œuvre pleinement et entièrement intégrée au monde du travail ; des gens peut-être plus appelés qu'un inactif à faire appel à leur connaissance d'une langue seconde. Précisons qu'il n'y a pas dans les études mentionnées précédemment de volet sur la qualité du bilinguisme des francophones et des anglophones du Nouveau-Brunswick, seule autre province que le Québec où la réalité de la vie met plus souvent qu'ailleurs les anglophones bilingues dans des situations où ils peuvent ou doivent s'exprimer en français.

Comme dans le cas des données sur le revenu, nous sommes prisonniers des limites des données du recensement sur la langue. La réputation de ces données est néanmoins excellente.

La population retenue

Notre objectif consiste, en fait, à reconstituer aussi précisément que possible la population de 1961 étudiée par Raynald, Marion et Béland (1966, 1969). Cette population était constituée de francophones ou d'anglophones d'origine canadienne-française ou canadienne-anglaise ; la majorité d'entre eux étaient pleinement et entièrement intégrés au marché du travail, au sens le plus classique de ce terme ; de plus, ils occupaient un emploi soit dans le secteur secondaire soit dans le secteur tertiaire. Pour identifier cette population et la suivre dans le temps, nous avons utilisé strictement les renseignements contenus de 1971 à 2001 dans les fichiers publics de micro-données de recensements sur le revenu d'emploi ou de travail autonome, le statut et l'activité sur le marché du travail.

En résumé, notre population est constituée de résidents du Nouveau-Brunswick :

- nés au Canada ;
- âgés de 25 à 54 ans ;
- de langue maternelle française ou anglaise ;
- parlant soit le français, soit l'anglais ou le français, soit uniquement l'anglais à la maison ;

- ayant travaillé au moins une semaine au cours de l'année civile précédant le recensement ;
- ayant travaillé surtout des semaines à temps plein au cours de cette année de référence ;
- gagnant plus que le salaire minimum en vigueur pendant cette année de référence ;
- salariés et sans revenu de travail autonome pendant cette année de référence ;
- travaillant principalement en échange d'un salaire au cours de la semaine précédant le recensement ;
- détenant un emploi pendant cette semaine de référence et non en chômage ;
- travaillant plus de trente heures pendant cette semaine de référence ;
- n'ayant pas fréquenté d'établissement d'enseignement, même à temps partiel, pendant l'année scolaire précédant le recensement ;
- ayant fréquenté l'école au moins jusqu'en secondaire III ;
- travaillant dans le secteur secondaire ou le secteur tertiaire.

Durant toute la période couverte par notre étude, la population que nous visons représente une minorité qualifiée et croissante. En 1971, 19 % des travailleurs néo-brunswickois de 15 à 64 ans gagnant un revenu positif répondaient à tous nos critères de sélection ; or en 2001, cette proportion était passée à 35 %². Ce quasi-doublement est à souligner, car les bouleversements survenus sur les marchés du travail depuis un demi-siècle ont favorisé l'instabilité et la précarité d'emploi.

Notre stratégie, en définitive, vise à cerner des travailleurs masculins en mi-carrière travaillant à temps plein et participant à longueur d'année au marché du travail. Notre population de 2001 est par exemple constituée de salariés qui avaient en moyenne 39,7 ans et dont la vaste majorité faisait partie d'un groupe d'âges allant de 31,5 ans à 47,9 ans. Ces salariés avaient travaillé en moyenne 49 semaines en 2000 et gagné en moyenne 40 703 \$, soit 10 405 \$ de plus que la moyenne des gains de travail de tous les hommes néo-brunswickois en 2000 (voir le tableau 1). Durant la semaine précédant le recensement, ils avaient travaillé de 36 à 54 heures, la moyenne se situant à 45 heures. Pour les gens retenus ici, les données sur le salaire ont probablement leur plein sens. Elles indiquent le prix du nombre d'heures travaillées et non le coût de l'insertion.

Tableau 1
Certaines caractéristiques de la population visée
Nouveau-Brunswick, 2001
N = 1862

Caractéristiques	Moyenne	Écart-type
Âge en 2001	39,7	8,2
Heures travaillées par semaine en 2000	45	9
Nombre de semaines travaillées en 2000	49	8
Salaire annuel en 2000	40 703 \$	20 952 \$
<i>Revenu de travail de tous les hommes actifs de la province en 2000*</i>	<i>30 298 \$</i>	

* Profils des communautés, site internet de Statistique Canada, [En ligne], [http://www.statcan.ca/start_f.html].

Source : Fichier public de micro-données du recensement de 2001, Statistique Canada.

Pourquoi ne retenir que les hommes ? De la fin de la Seconde Guerre aux années 1970, la présence et le comportement des femmes sur le marché du travail étaient sans commune mesure avec ce que ces phénomènes sont maintenant. Voilà la principale raison expliquant l'exclusion des femmes de la présente étude. Une analyse du lien entre le revenu de travail et le bilinguisme français-anglais au cours des années 1980, 1990 et 2000 tenant également compte des femmes néo-brunswickoises pourrait et devrait être entreprise. D'autant plus que la littérature sur les écarts salariaux entre les sexes masculin et féminin offre depuis peu des résultats probants (Morgan et Arthur, 2005).

Présenter les effets de l'application de nos critères de sélection de la population au lecteur est une chose ; les justifier clairement en est une autre.

Dans les études antérieures sur les écarts nets de revenu entre les francophones et les anglophones au Nouveau-Brunswick, les recensés sont sélectionnés à partir de leur statut et de leur activité sur le marché du travail durant l'année civile précédant le recensement (1970 pour le recensement de 1971, par exemple) (voir Christofidès et Swidinsky, 1998 ou Vaillancourt et Roy, 1979). Cette année de référence est celle au cours de laquelle les revenus déclarés par les recensés sont gagnés. Ce processus de sélection mis au point lors d'analyses de la situation dans des métropoles comme Montréal par des économistes du Canada central (voir Vaillancourt, 1988) ne tient pas compte de certaines des réalités du Nouveau-Brunswick. Dans cette province, un clivage géo-

linguistique prononcé entre les francophones et les anglophones s'ajoute aux clivages socioéconomiques observés ailleurs au Canada entre ces deux groupes. C'est que la majorité des francophones réside dans le Nord de la province, une région relativement défavorisée et marginalisée par rapport au Sud, où habite la vaste majorité des anglophones. À cause de ce clivage, le poids de la saisonnalité sur le nombre de semaines travaillées pendant le long intermède hivernal n'est pas le même sur les segments francophone et anglophone du marché du travail néo-brunswickois (Beaudin et De Benedetti, 1999) ; Beaudin et Leclerc, 1993 ; Desjardins, Deslieries et Leblanc, 1993). Dans l'espoir de maîtriser l'effet confondant de ce phénomène sur nos estimations du rendement du bilinguisme sur le marché du travail selon l'origine francophone ou anglophone, nous avons filtré les recensés en fonction de leurs caractéristiques au cours de l'année de référence et de la semaine de référence. Cette semaine, qui précède la tenue d'un recensement, constitue la période à laquelle le recensé est renvoyé dans la plupart des questions du recensement portant sur son emploi du temps. Or, au Canada, les recensements se tiennent toujours au printemps, en mai ou au début de juin. La semaine de référence se situe donc avant le début de bien des activités estivales dans les régions périphériques et non urbaines. Nous avons donc fait le pari que les personnes qui avaient travaillé à temps plein pendant l'année de référence s'étant terminée le 31 décembre précédant un recensement et qui détenaient un emploi à temps plein durant la semaine de référence de ce recensement en mai ou juin sont celles qui risquaient le moins d'avoir vécu récemment un long épisode de chômage saisonnier. Précisons qu'une semaine de travail de trente heures ou plus est définie comme une semaine à temps plein par Statistique Canada.

Certaines exclusions ont été effectuées pour tenir compte de phénomènes touchant surtout les jeunes. Autrefois rares, ces phénomènes – le travail autonome, le travail atypique, l'alternance entre les études et le travail, etc. – sont plus fréquents aujourd'hui. La fréquence contemporaine de ces phénomènes et leur prévalence différente dans les segments francophone et anglophone de nos marchés du travail nous ont fait retenir une série de critères additionnels pour la sélection de la population.

Le premier de ces critères est celui de l'âge : seuls sont retenus les 25 à 54 ans. La non-rétention des moins de 25 ans soustrait à l'analyse

une bonne partie de ceux qui ont été, à partir des années 1980, victimes de perturbations du marché du travail qui existaient beaucoup moins dans les années 1960 et 1970. Les pommes avec les pommes. L'élimination des plus de 55 ans réduit l'effet du vieillissement de la main-d'œuvre. Les oranges avec les oranges. En outre, elle permet de ne pas se soucier du cas de personnes qui, âgées de 55 ans et plus en 1971 et en 1981, jouissaient d'une rente ou souffraient encore d'un handicap acquis trente ans plus tôt, en début de carrière, pour des raisons associées à leur appartenance linguistique. Avoir vingt ans et être Canadien français ou Canadien anglais en 1941 au Nouveau-Brunswick avait sur les destins sociaux et économiques des conséquences souvent plus lourdes que celles d'aujourd'hui.

L'âge s'avère l'un des plus restrictifs de nos critères. En 1971, 35 % des travailleurs de notre population potentielle sont éliminés par l'application de ce critère ; en 2001, ce chiffre se situe à 16 %. La chute de la natalité explique probablement, en partie du moins, la baisse importante de l'effet de ce critère. En 1971, la première cohorte du *baby-boom*, née en 1946, fêtait son 25^e anniversaire. En 1991, la dernière cohorte du *baby-boom*, née en 1966, passait le cap des vingt-cinq ans. Quoi qu'il en soit, il s'agit pour nous de cerner un marché aux caractéristiques les plus similaires possible du début à la fin de la période retenue. Le lecteur trouvera les données afférentes au tableau A1 de l'annexe A.

Le deuxième de nos critères additionnels est celui du revenu de travail. Ne sont retenus que les travailleurs ayant gagné un salaire hebdomadaire moyen égal ou supérieur au produit de trente heures de travail et du salaire horaire minimum légal en vigueur le 1^{er} juillet de l'année civile précédant le recensement. Ces cas sont relativement difficiles à expliquer. Il doit s'agir en partie de personnes qui répondent à la question sur le revenu d'emploi en donnant leur salaire net après et non avant déductions fiscales comme le précise la question du recensement.

Nos troisième et quatrième critères additionnels éliminent des « bruits résiduels » dans l'équation. Ne sont retenus que les salariés ; pour ce faire, nous avons exclu les personnes qui, au cours de l'année de référence, avaient gagné, seulement ou en plus d'un salaire, des revenus de travail autonome ; nous avons aussi exclu celles qui,

pendant la semaine de référence, travaillaient principalement à leur compte. Le but poursuivi ici est d'éliminer le biais qu'aurait pour effet l'introduction des travailleurs autonomes. Le traitement du revenu d'un travail autonome pose une série de problèmes particuliers, notamment à cause de variations dans la situation fiscale de ce type de travailleurs, variations qui n'ont rien à voir avec la rémunération de leurs habiletés. Sont également exclues de notre population les personnes de plus de 24 ans qui avaient, au cours des huit mois précédant un recensement, un pied dans le système scolaire même à temps partiel. Le revenu et la participation au marché du travail de bon nombre de ces personnes sont liés à des facteurs assez différents de ceux qui concernent les travailleurs dits « normaux » pour que cet ajustement soit fait.

Les francophones et les anglophones retenus ici sont de langue maternelle française ou anglaise, utilisent le français *ou* l'anglais ou le français *et* l'anglais à la maison et sont tous nés au Canada. Une telle définition a pour effet d'exclure de notre analyse la petite fraction diversifiée des travailleurs immigrants pleinement et entièrement intégrés au monde du travail du Nouveau-Brunswick. Cette exclusion se justifie par les difficultés de reconnaissance des diplômes et des compétences professionnelles malheureusement propres à l'immigration d'aujourd'hui.

Malgré ces restrictions, nous ne prétendons pas cerner et suivre dans le temps une population strictement identique à celle étudiée par les pionniers de la recherche sur les rapports entre les francophones et les anglophones sur le marché du travail au cours de la période allant de 1940 à 1970. En réalité, cela est pratiquement impossible, et ce, essentiellement pour deux raisons.

La première tient au fait que, depuis le début des années 1970, la rémunération des jeunes travailleurs les moins scolarisés a lentement et constamment baissé par rapport à celle des jeunes diplômés des écoles techniques et des universités (Beaudry, 2005). De nos jours, les travailleurs anglophones unilingues sont habituellement moins scolarisés que leurs homologues anglophones bilingues au Canada et plus particulièrement à l'extérieur du Québec (Guindon, 1988). En conséquence, la neutralisation du lien entre la scolarisation et le bilinguisme s'impose si nous voulons obtenir, au sujet des anglophones, des

mesures de la valeur de la connaissance du français qui soient le moins possible teintées par la hausse du rendement de la scolarisation chez les jeunes au cours des dernières décennies. Pour atteindre cet objectif, nous avons exclu de la population ici à l'étude les travailleurs ayant le moins de chances d'avoir terminé leurs études secondaires. Ces gens sont, à notre avis, ceux qui ont accumulé moins de neuf ans de scolarité. Ils ont probablement abandonné leurs études avant la dernière année du secondaire. Or, l'exclusion de ces personnes très faiblement scolarisées rend pratiquement impossible une reconstitution précise et exacte de la population identifiée comme population type il y a un demi-siècle. Les inclure, en revanche, nuirait à l'interprétation de l'évolution des inégalités que nous étudions. Le poids des gens détenant moins de neuf ans de scolarité n'est pas le même au début et à la fin de la période de trente ans couverte ici. Leur exclusion retranche 38 % des effectifs de notre population potentielle pour 1971 et 3 % de celle pour 2001. Cette différence importante est le reflet de la diminution draconienne du nombre de travailleurs très faiblement scolarisés. Elle est aussi le reflet de la place réduite occupée de nos jours par ces travailleurs dans l'ensemble des marchés du travail au Canada. Ces changements, qu'on peut qualifier de fondamentaux, ont des effets suffisamment importants sur la comparabilité de nos résultats pour qu'il faille les neutraliser. Et la manière d'y arriver est de choisir un segment de population le plus similaire et le plus comparable possible tout au long de la période étudiée, d'où la justification des critères retenus.

La seconde raison pour laquelle notre population ne peut pas être entièrement identique à celle visée autrefois tient au fait que le poids des natifs des États-Unis ou de l'Angleterre dans la population immigrante de langue maternelle anglaise parlant français ou anglais à la maison a chuté de façon notable. Au Nouveau-Brunswick, il y aurait en 2001 non pas 32, mais 92 immigrants issus des États-Unis et de l'Angleterre au sein de cette population immigrante particulière si rien n'avait changé depuis 1971 (voir le tableau A2 de l'annexe A) ; or cette différence a son importance, car notre échantillon de 2001 compte 1 862 travailleurs au total (voir le tableau 2).

De nombreux auteurs ont observé que ces immigrants jouaient un rôle particulier dans le développement économique – principalement manufacturier – du Canada d'avant les années 1960, de Terre-Neuve à

Vancouver (Breton, 1996 : 61). Délégués en affectation temporaire dans un coin de l'empire industriel par les sièges sociaux de Londres, de New York ou de Chicago, les cadres intermédiaires et les techniciens britanniques ou américains géraient les usines ou réparaient la machinerie que les natifs non qualifiés faisaient tourner. Dans les usines du Québec, ces ouvriers non qualifiés étaient pour la plupart des francophones unilingues ; quant aux francophones bilingues qui étaient contremaîtres, ils l'étaient non pas tant en raison de leurs compétences qu'en raison de leur bilinguisme, requis pour assurer l'interface entre eux et ces migrants temporaires (Hugues, 1943 ; Dumont et Martin, 1963). Cette trame ressemble à celle du Nouveau-Brunswick manufacturier de l'époque, à un détail près. Dans cette province majoritairement anglophone, une grande partie des ouvriers non qualifiés de ces empires industriels étaient des anglophones unilingues natifs du Canada (Desjardins, Deslières et Leblanc, 1993).

Au fil des fermetures décidées à distance par ces grandes compagnies étrangères et de la scolarisation massive de la population, le poids de ce segment du monde industriel canadien a fortement diminué à partir de la fin des années 1950. L'importance relative des immigrants nés aux États-Unis et en Angleterre dans notre population s'est en conséquence mise à décroître.

Compte tenu des réserves exprimées précédemment, on peut dire que la population cernée dans la présente étude ne peut comprendre tous les acteurs du débat sur le lien entre le salaire, l'origine francophone ou anglophone et le bilinguisme qui étaient sur la scène au moment de l'après-guerre. Notre population est néanmoins formée par ceux qui y étaient encore en 2000, c'est-à-dire, les hommes pleinement et entièrement intégrés au marché du travail qui détiennent au moins un minimum d'habiletés langagières formelles et de formation scolaire.

Résultats

Nos résultats ont été obtenus en utilisant une technique d'analyse multivariée mise au point par Mincer (1993) en 1958 dans le cadre de ses travaux sur le rôle de la scolarité et de l'expérience dans la détermination du revenu de travail. Cette technique permet de cerner et de neutraliser simultanément les effets de plusieurs variables sur les

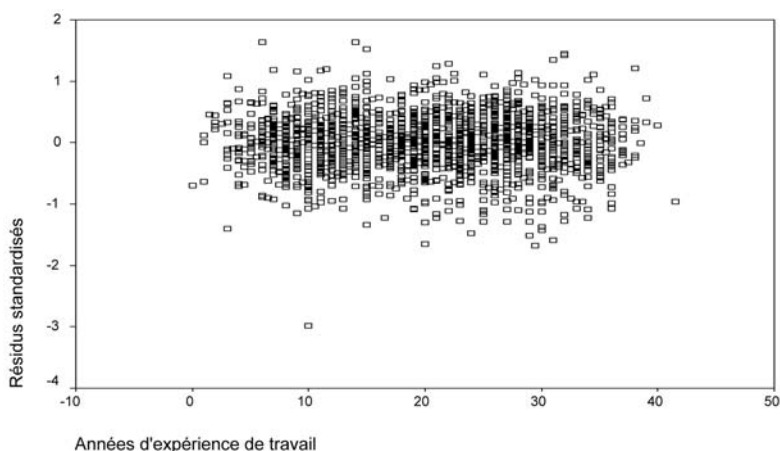
variables retenues ici (le revenu, l'unilinguisme, le bilinguisme, l'appartenance au groupe francophone ou anglophone) et de voir les liens entre ces variables une fois que les choses ont été rendues semblables par ailleurs.

Le clivage entre le Nord de la province, majoritairement francophone et relativement défavorisé, et le Sud, plus à l'aise et majoritairement anglophone, donne à penser que de nombreux membres des deux communautés fondatrices de la province ne participent pas au même marché du travail et qu'ils n'ont donc peut-être pas le même salaire, à compétences égales. Toutefois, il nous a semblé raisonnable de supposer que tous les points du marché du travail à l'intérieur des frontières de la province sont accessibles aux hommes salariés de 25 à 54 ans pleinement et entièrement intégrés au monde du travail. Cela est d'autant plus vraisemblable que la population du Nouveau-Brunswick ne constitue qu'un ensemble très modeste de la population canadienne. Cette province ne compte qu'un peu plus de 700 000 habitants en 2001, soit moins de 2,5 % de la population totale du pays. Il n'y a donc pas d'indicateurs économiques structurels ou d'indicateurs de la région de résidence du travailleur dans notre modèle explicatif de la détermination du salaire au Nouveau-Brunswick.

Pour ce qui est des résultats découlant de nos analyses, on peut dire qu'ils sont à la fois robustes et intéressants. Nous sommes d'avis que notre stratégie de recherche nous a permis d'obtenir des résultats pouvant être raisonnablement attribués à l'appartenance linguistique et au bilinguisme.

Le lecteur curieux de vérifier la robustesse de nos résultats trouvera toutes les précisions requises aux annexes B et C ainsi qu'au graphique I. Selon les années, notre modèle explique de 31 à 41 % de la variance du salaire annuel des travailleurs de notre population, ce qui est à l'intérieur de l'intervalle habituel pour ce type de modèle explicatif (Vaillancourt, 1988). Au graphique I, on peut voir par ailleurs que, conformément aux exigences des postulats de base de la modélisation linéaire (Johnston, 1984 : 169) relativement peu de nos estimations standardisées par rapport à zéro des termes d'erreurs stochastiques pour l'an 2000 se situent hors de l'intervalle 1 et -1. Les nuages de nos erreurs standardisées pour 1970, 1980, 1990 et 1995 (non montrés ici) ont tous une forme similaire à celle de notre nuage pour 2000. La

Graphique I
Distribution des résidus standardisés par les années d'expérience
de travail, Nouveau-Brunswick, régression de 2000



N = 1862

Source : Fichier public de micro-données du recensement de 2001, Statistique Canada.

dispersion du salaire annuel n'augmente pas et ne diminue pas avec l'augmentation du nombre d'années d'expérience dans notre échantillon. Bref, nos estimations sont statistiquement significatives.

Les travailleurs de la construction sont habituellement bien rémunérés, en termes relatifs. Or, leur présence au sein de notre population rend statistiquement non significatif l'écart entre les salaires moyens des francophones unilingues et des anglophones unilingues en 1990 et en 1995. Toutefois, lorsque les travailleurs de la construction sont exclus de notre population, cet écart de moins 10 % en 1990 et de moins 14 % en 1995 devient significatif (voir les tableaux C1 et C2 de l'annexe C). À notre avis, il est possible que les effets de la dure récession du début des années 1990 sur le salaire moyen dans les secteurs autres que la construction expliquent pourquoi cet écart n'est pas statistiquement significatif lorsque les travailleurs de la construction sont inclus dans nos populations de cette période. En conséquence, il apparaît justifié d'exclure les travailleurs de la construction de notre population à l'étude³. Précisons qu'on relève dans la littérature un

important précédent en ce sens. Dans un article sur l'évolution des écarts de revenus de travail entre les francophones et les anglophones dans la région métropolitaine de recensement de Montréal de 1971 à 1991, Daniel Shapiro et Morton Stelcner excluent en effet de leur population les travailleurs de la construction et du bâtiment (1997 : 119, tableau 1).

Tableau 2
Proportion de travailleurs selon le bilinguisme et
l'appartenance linguistique dans la population visée
Nouveau-Brunswick, 1971-2001

Population	1971		1981		1991		1996		2001	
	%	N	%	N	%	N	%	N	%	N
Francophones bilingues	19,0	56	25,2	233	28,1	510	29,0	497	29,8	555
Francophones unilingues	0,0	1	2,4	22	3,9	71	2,3	40	3,2	60
Anglophones bilingues	6,1	18	6,6	61	5,6	101	7,7	132	9,5	176
Anglophones unilingues	74,6	220	65,9	610	62,5	1 135	60,9	1 043	57,5	1 071
Total	100	295	100	926	100	1 817	100	1 712	100	1 862

N = Nombre de personnes dans l'échantillon.

Source : Fichiers publics de micro-données des recensements, Statistique Canada.

Par ailleurs, le nombre de travailleurs répondant à nos critères de sélection est assez élevé de 1980 à 2000 pour que nous puissions faire des inférences sur l'effet de l'origine et du bilinguisme sur le salaire moyen. Le Nouveau-Brunswick de 1970 fait toutefois exception. Il y a en effet un seul et unique francophone unilingue dans notre échantillon pour 1970 (voir le tableau 2). Ce nombre ne remet pas en question la représentativité des données du recensement, car il est le reflet d'une réalité quelque peu brutale : il n'y avait presque pas de francophones unilingues répondant à tous nos critères de sélection dans le Nouveau-Brunswick d'alors. Il est évidemment impossible de faire une estimation des écarts de revenu entre les francophones et les anglophones selon le bilinguisme avec un échantillon comptant un seul francophone unilingue.

Pour donner néanmoins au lecteur une image exploratoire et indicative des inégalités de revenu de travail entre les francophones et les anglophones au Nouveau-Brunswick en 1970, inégalités attribuables à l'appartenance linguistique et au bilinguisme, nous avons visé

Tableau 3
Écarts, après neutralisations pertinentes,
par rapport au salaire moyen des hommes anglophones unilingues,
entre le salaire moyen des hommes francophones et anglophones,
selon le bilinguistique français-anglais¹
Nouveau-Brunswick, 1970, 1980, 1990, 1995 et 2000

	1970*	1980	1990	1995	2000
Francophones bilingues	-9 %	-7 %	-5 %	<u>-1 %</u>	-7 %
Anglophones bilingues	<u>5 %**</u>	<u>1 %**</u>	<u>-3 %**</u>	<u>5 %**</u>	<u>1 %**</u>
Francophones unilingues	-18 %	-18 %	-10 %	-14 %	-23 %
Anglophones unilingues	BASE 0	BASE 0	BASE 0	BASE 0	BASE 0

1. Hommes ayant au moins fréquenté l'école jusqu'en secondaire III et travaillant dans les secteurs secondaire et tertiaire (la construction est exclue).

* 1970 à titre indicatif seulement.

La population visée en 1970 diffère de celle visée en 1980, 1990, 1995 et 2000 (voir le texte).

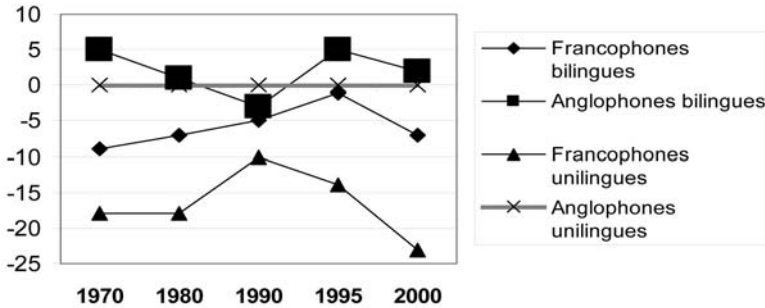
** Écart statistiquement non significatif par rapport au salaire moyen des anglophones unilingues.

Source : Fichiers publics de micro-données des recensements, Statistique Canada.

pour cette année-là une population légèrement différente de celle couverte en 1980, 1990, 1995 et 2000. Les travailleurs de la construction et les personnes ayant moins de neuf années de scolarité font partie de notre population de 1970. De plus, afin de neutraliser le lien particulièrement fort en 1970 entre l'appartenance linguistique et le nombre de semaines travaillées, les hommes ayant travaillé moins de quarante semaines sont exclus de la population à l'étude. La liste des critères de sélection utilisés pour sélectionner dans le fichier public de micro-données du recensement de 1971 un échantillon de 483 travailleurs comptant 22 francophones unilingues figure au tableau C3 de l'annexe C. Les résultats complets de l'estimation de notre modèle explicatif du revenu pour 1970 avec cette population se trouvent au tableau C4.

L'absence de prime au bilinguisme de 1970 à 2000 pour les anglophones et la relative stabilité de la prime au bilinguisme pour les francophones durant cette même période portent à croire que la rigueur de nos critères de sélection réduit peut-être l'effet sur cette prime du lien entre la qualité du bilinguisme et des caractéristiques non observables comme la capacité d'apprendre une langue (voir le tableau 3). Ces caractéristiques intangibles jouent un rôle important

Graphique II
Évolution des écarts, après neutralisations pertinentes,
par rapport au salaire moyen des hommes anglophones unilingues
Nouveau-Brunswick, de 1970 à 2000



Base 0 : Salaire moyen des anglophones unilingues.

Marqueurs agrandis : Écart statistiquement non significatif par rapport à celui de la base 0.

Source : Fichiers publics de micro-données des recensements, Statistique Canada.

dans l'accès à la prime au bilinguisme et dans l'appréciation de celle-ci. Les ignorer amène une surestimation de l'apport du bilinguisme au salaire annuel – effets confondants obligent –, surtout dans le cas présent où nous avons affaire à un bilinguisme autodéclaré (par les recensés). En utilisant toutes les données disponibles dans les recensements pour éliminer de notre population les travailleurs en voie d'insertion, nous avons peut-être obtenu des mesures de cette prime moins influencées par ce biais.

Les variations des écarts entre les revenus moyens des anglophones unilingues et des francophones unilingues d'un point d'observation à l'autre au fil du temps pourraient par ailleurs laisser croire que le sort des francophones unilingues fluctue par rapport à celui des anglophones unilingues (voir le graphique II). Ça ne semble pas être le cas, cependant, puisque nos mesures de 1970, 1980, 1990 et 1995 de la situation des francophones unilingues sont statistiquement égales entre elles ou presque. C'est du moins ce que portent à croire nos écarts-types (voir le tableau C1 de l'annexe C).

En conséquence, nous estimons raisonnable d'avancer que nos résultats pour 1970 sont similaires à nos résultats pour 1980, 1990, 1995 et 2000. Nous avons peut-être bel et bien saisi le fil de l'évolution des inégalités salariales entre les francophones et les anglophones pleinement intégrés et entièrement intégrés au marché du travail néo-brunswickois entre 1970 et 2000.

Finalement, que disent nos résultats ? Avant d'entrer dans les détails, trois points fondamentaux, qu'on pourrait qualifier de tendances lourdes, en ressortent : 1) le maintien d'un lien historique entre le salaire et l'appartenance linguistique de 1970 à 2000 ; 2) le contraste entre la valeur faible et non significative du français pour les anglophones et la rentabilité significative de l'anglais pour les francophones, de 1970 à 2000 toujours ; 3) la croissance importante, dans la population observée, de la proportion de francophones détenant un emploi de qualité entre 1970 et 1990. Ces résultats appellent des explications et des commentaires.

Dans nos résultats, la situation observée par Raynald, Marion et Béland (1966, 1969) dans les données du recensement de 1961 ne disparaît pas. Toutes autres choses étant égales par ailleurs, les francophones gagnent en moyenne moins que les anglophones de 1970 à 2000 dans nos données. À compétences égales, un anglophone de notre population gagnait 9 % de plus en 1970 qu'un francophone bilingue et 18 % de plus qu'un francophone unilingue. Ce sont là des résultats quasi identiques à ceux de 2000. Nos anglophones gagnaient 7 % de plus en 2000 que leurs homologues francophones bilingues et 23 % de plus que leurs homologues francophones unilingues. Ainsi, tout au long de la période étudiée ici, le sort salarial des travailleurs francophones, une fois en emploi, n'a pas changé considérablement par rapport à celui des anglophones.

Un seul élément de nos résultats déroge à cette première tendance fondamentale : en 1995, il n'y avait pas de différence statistiquement significative entre les salaires moyens des anglophones unilingues et ceux des francophones bilingues. Si cet élément de réalité qui résiste à notre idée est observé de nouveau à partir des données du recensement de 2006, il méritera d'être examiné plus à fond, car il indiquerait peut-être alors que d'importantes transformations sont en cours dans le mode de rémunération des francophones et des anglophones de la population à l'étude.

Tant au début qu'à la fin de notre période d'observation, la connaissance du français langue seconde par les membres de la communauté anglophone du Nouveau-Brunswick ne semble pas un atout habituellement rémunéré par les employeurs. En 1970, un homme anglophone bilingue gagnait en moyenne 5 % de plus que son homologue anglophone unilingue. Cet écart se situait respectivement à 1 % en 1980, à -3 % en 1990, à 5 % en 1995 et à 1 % en 2000. Toutefois, aucune de ces différences n'est statistiquement significative. Elles sont par ailleurs irrégulières et inégales dans le temps. Ce qui amène à conclure que ces différences tombent dans le puits sans fond de l'imprécision de l'échantillon et qu'en général, la connaissance du français ne situait pas et ne situe pas encore un anglophone au sommet de la répartition des salaires au Nouveau-Brunswick. De 1970 à 2000, il y occupe le même rang que ses homologues anglophones unilingues. Voilà la deuxième tendance fondamentale que nous observons.

Le passage de 5,6 % en 1991 à 9,5 % en 2001 de la proportion d'anglophones bilingues dans notre population (voir le tableau 2) laisse néanmoins penser que le bilinguisme constitue un atout rentable pour certains anglophones bilingues de notre population. Depuis l'adoption en 1973, par l'Assemblée législative de la province, de la *Loi sur les langues officielles* du Nouveau-Brunswick, le gouvernement provincial a l'obligation d'être en mesure d'offrir ses services aux citoyens dans les deux langues officielles, le français ou l'anglais, partout sur le territoire provincial. Le poids du secteur privé dans l'économie occulte donc peut-être l'influence du bilinguisme sur l'accès à certains des postes les mieux rémunérés dans les secteurs public et parapublic. Cette hypothèse est plausible et méritera d'être examinée plus à fond le jour où les ensembles publics de micro-données de recensements canadiens contiendront plus de travailleurs de l'État répondant à chacun des critères de sélection de notre analyse au Nouveau-Brunswick.

Dans la même veine, la rémunération moyenne des francophones bilingues était plus élevée de 1970 à 2000 que celle des francophones unilingues. En 1970, un francophone bilingue gagnait en moyenne 9 % de plus que son homologue francophone unilingue au Nouveau-Brunswick (9 % = |18 % + -9 % |). Le pourcentage correspondant se situait à 12 % en 1980, à 15 % en 1990 et 1995 et à 16 % en 2000. Prime au bilinguisme il y a sur le marché du travail néo-brunswickois,

mais, en général, uniquement pour la connaissance de l'anglais par un travailleur francophone. Pour lui, le bilinguisme semble s'avérer un atout rémunérateur et utile au travail.

Les résultats de la présente analyse donnent à penser que les règles de la détermination du salaire dans les secteurs secondaire et tertiaire pour les francophones et les anglophones selon le bilinguisme sont demeurées sensiblement les mêmes au Nouveau-Brunswick de 1970 à 2000. Cela n'exclut pas la possibilité que ces règles ne soient plus les mêmes pour certains travailleurs de la population à l'étude ici, car notre variable indépendante est le revenu moyen.

La différence entre la prévalence du bilinguisme au sein de la population francophone en entier au Nouveau-Brunswick et le taux de bilinguisme au sein de la population visée dans la présente étude porte par ailleurs à croire que l'unilinguisme francophone est fréquemment un obstacle sérieux à l'obtention d'un emploi de qualité. Soixante-douze pour cent des francophones de la province étaient bilingues en 2001 (Salic, 2007). Or, la prévalence du bilinguisme parmi les francophones de notre population était de 90 % en 2001 (3,2 % / 29,8 %, voir le tableau 2). Cet écart implique qu'il y a presque trois fois moins de francophones unilingues au sein de la main-d'œuvre pleinement et entièrement intégrée au marché du travail que dans la population de la province. Le fait que la faible proportion de francophones unilingues dans la population visée par notre étude fluctue très peu de 1970 à 2000 montre par ailleurs que cette situation n'a pas changé.

Il ne faut toutefois aucunement en conclure que le sort des francophones sur le marché de l'emploi régulier et stable au Nouveau-Brunswick ne s'est pas amélioré depuis 1970. Le poids des francophones bilingues au sein de la population visée par notre étude est passé de 19,0 % en 1971 à 29,8 % en 2001 (voir le tableau 2). La somme de cette proportion de 29,8 % et de la proportion de 3,2 % de francophones unilingues dans notre population de 2001 donne un total de 33 %. Or, ce poids est proche de celui de l'ensemble des personnes de langue maternelle française dans la population totale du Nouveau-Brunswick de 1971 à 2001 ou égal à celui-ci⁴.

Cette équivalence assez frappante et assez récente dit pas mal clairement qu'il s'est passé quelque chose. Par ailleurs, elle laisse égale-

ment penser que la modernisation et le développement, par le gouvernement du Nouveau-Brunswick à partir des années 1960, d'un système scolaire francophone public de qualité, complet et distinct de son homologue anglophone ont certainement contribué à régler certains des plus graves problèmes expliquant le lien au Nouveau-Brunswick entre l'appartenance au groupe francophone et l'accès à l'emploi.

Conclusion

Nous avons analysé l'évolution du lien entre l'origine francophone ou anglophone, le bilinguisme et le salaire de 1970 à 2000 au sein d'une population d'hommes de 25 à 54 ans, nés au Canada, ayant fréquenté l'école pendant au moins neuf ans et détenant des emplois réguliers, stables et non saisonniers dans les segments secondaire et tertiaire du marché du travail néo-brunswickois. Ces segments constituent les points de contact principaux entre les francophones et les anglophones dans le monde du travail depuis les débuts de l'industrialisation dans cette province. Nous avons d'abord constaté qu'il n'y avait pas eu de changements importants au cours de la période couverte quant au sort salarial relatif des francophones par rapport à celui des anglophones. Nous avons ensuite remarqué que l'accès des francophones aux emplois de qualité s'était grandement amélioré.

Dans nos résultats, l'association historique entre le salaire moyen et l'appartenance linguistique ne disparaît pas puisqu'elle se maintient de 1970 à 2000. À compétences identiques, les anglophones gagnaient, en moyenne, nettement plus que les francophones durant cette période. Cette association n'a pas et n'a jamais eu toutefois, et de loin, la force qui fut sienne au cours de l'après-guerre au Québec, la seule autre province où la présence francophone est très importante. Elle n'en demeure pas moins présente dans nos résultats. Selon toute vraisemblance, la détermination du salaire des travailleurs sur le marché du travail néo-brunswickois demeure influencée par l'appartenance linguistique.

Notre étude montre également, nous le croyons, qu'en général, au Nouveau-Brunswick, le poids du bilinguisme dans le monde du travail repose encore habituellement sur les membres de la minorité francophone. Dans nos résultats, l'apport du bilinguisme au revenu moyen

de travail des anglophones de notre population est faible, erratique et statistiquement non significatif du début à la fin de la période couverte. Cela implique que, de 1970 à 2000, le français n'a pas été un atout valorisé et nécessaire pour la majorité des anglophones, exception faite, possiblement, de ceux travaillant pour l'État. Il en va toutefois autrement du bilinguisme pour les francophones. De 1970 à 2000, un écart relativement constant, important et statistiquement significatif entre les salaires moyens des francophones unilingues et des francophones bilingues se maintient, à l'avantage de ces derniers. Le bilinguisme est rentable pour un francophone pendant cette période.

De concert avec la sous-représentation persistante et claire des francophones unilingues dans notre population, ce constat porte par ailleurs à croire que le bilinguisme est encore et toujours une condition habituelle d'accès à un emploi de qualité pour un francophone néo-brunswickois.

Notre étude laisse finalement entendre qu'entre 1971 et 2001, les effets de ce qui ressemblait à de la discrimination systémique en ce qui concerne l'accès des francophones à un emploi régulier, stable et non saisonnier dans le monde du travail néo-brunswickois ont disparu. Nos données montrent en effet qu'entre 1970 et 1990, le poids des francophones sur ce segment particulier a doublé et qu'ils y représentent autour d'un tiers de la main-d'œuvre depuis 1990. Or, ce dernier pourcentage correspond à celui de leur poids historique dans l'ensemble de la population de la province. Vus sous l'angle de l'histoire, le rythme et l'ampleur de ce rattrapage sont absolument remarquables. Les problèmes d'insertion dans le monde du travail vécus par les Afro-Américains cinquante ans après le début de leur lutte pour la défense de leurs droits civiques demeurent relativement intenses. Par comparaison, au Nouveau-Brunswick, vingt petites années ont suffi à régler certains des plus graves problèmes d'accès à l'emploi de qualité des membres de la minorité francophone.

Plusieurs de nos résultats ont été interprétés comme si nous avions affaire à un marché du travail unique, intégré et commun à tous les acteurs. Dans le contexte néo-brunswickois, cette hypothèse est raisonnable pour les travailleurs de notre population. Toutefois, nos résultats la démentent peut-être partiellement. Il s'avère en effet qu'au Nouveau-Brunswick, la taille des entreprises appartenant à des intérêts

francophones est en général plus petite que celle des sociétés appartenant à des anglophones (Beaudin, 1998). Cette différence est due en partie aux écarts entre la richesse des communautés dont sont issues ces entreprises et au service desquelles elles se placent. À cause de cela, les salaires offerts par les sociétés anglophones sont peut-être plus élevés en général que ceux offerts par les entreprises francophones. Or, le binationalisme est une caractéristique fondamentale du Canada et cette donne n'est pas sans conséquences institutionnelles sur ses marchés du travail provinciaux. Ils furent longtemps segmentés selon l'appartenance linguistique et le sont peut-être encore, à un degré qui reste à déterminer (voir Guindon, 1988). La persistance des écarts historiques entre les salaires moyens des francophones et des anglophones au Nouveau-Brunswick que nous observons dans nos résultats est donc peut-être le reflet d'une certaine sous-représentation des francophones dans les réseaux menant aux emplois les mieux rémunérés dans les grandes entreprises et d'une absence relative des anglophones dans les réseaux francophones, ceux menant peut-être le plus souvent vers des emplois moins rémunérateurs dans les plus petites sociétés.

ANNEXE A
Proportion de travailleurs retirés par l'application
de chaque critère de sélection

Tableau A1
Effet (en %) des critères de sélection sur la population potentielle
de cette étude au début et à la fin de la période couverte

Critères Effet de l'exclusion	1971		2001	
	%	(N1-N2)/N1*	%	(N1-N2)/N1*
Chômeurs ou inactifs durant la semaine de référence	-5,14	(311-295)/311	0	(1 862-1 862)/1 862
Travail à temps partiel durant la semaine de référence	-1,01	(298-295)/298	-4,32	(1 946-1 862)/1 946
Travail surtout à temps partiel pendant l'année de référence	-1,99	(301-295)/301	-1,59	(1 892-1 862)/1 892
Âgés de moins de 25 ans ou de plus de 54 ans	-34,59	(451-295)/451	-15,71	(2 209-1 862)/2 209
Salaire hebdomadaire inférieur au salaire minimum	0	(295-295)/295	-3,28	(1 925-1 862)/1 925
Gains de travail autonome pendant l'année de référence	-5,45	(312-295)/312	-2,46	(1 909-1 862)/1 909
Travail autonome durant la semaine de référence	-2,32	(302-295)/302	-3,47	(1 929-1 862)/1 929
Fréquentation scolaire pendant l'année scolaire précédente	-6,94	(317-295)/317	-4,02	(1 940-1 862)/1 940
Personnes nées à l'extérieur du Canada	-5,45	(312-295)/312	-2,52	(1 909-1 862)/1 909
Moins de neuf ans de scolarité	-37,63	(473-295)/295	-3,33	(1 926-1 862)/1 926
Moins de neuf ans de scolarité population francophone	-57,46	(134-57)/134	-4,95	(1 926-1 862)/1 926

N1 comprend la population visée et les gens exclus par le critère de sélection. N2 est la population visée par la présente étude. Ratio par rapport à la population potentielle obtenue après application de tous les autres critères de sélection. Pour la liste des critères, voir le texte.

Source : Fichiers publics de micro-données des recensements de 1971 et 2001, Statistique Canada.

Tableau A2
Nombre de personnes nées aux États-Unis ou en Angleterre parmi
les recensés de langue maternelle anglaise nés hors du Canada
répondant à tous nos critères de sélection, sauf le lieu de naissance

	1971			2001		
		N1*	N2*	%	N1*	N2*
Nombre de migrants		15	16	**	32	36

*N1 est composée de travailleurs migrants de langue maternelle anglaise parlant l'anglais ou le français nés en Angleterre ou aux États-Unis. N2 est composée de tous les migrants de langue maternelle anglaise répondant à l'ensemble de nos critères de sélection, sauf le lieu de naissance. Pour la liste des critères, voir le texte.

Pourcentages non calculés pour le Nouveau-Brunswick, car les nombres sont inférieurs à 30.

Source : Fichiers publics de micro-données des recensements, Statistique Canada.

ANNEXE B

Modèle économétrique

Les économistes étudiant la relation entre le revenu de travail, l'appartenance linguistique et la langue utilisent des modèles mis au point par Jacob Mincer (1993). Au Canada, des variables polytoniques pour le bilinguisme et l'origine francophone ou anglophone sont introduites dans les modèles. Notre modèle économétrique ressemble à celui de Vaillancourt (1988).

$$\begin{aligned} \text{Ln } Y_t = & \beta_1 C + \beta_2 \text{EDUC} + \beta_3 \text{EXP} + \beta_4 (\text{EXP})^2 + \beta_5 \text{Ln SEMAINE} + \\ & + \beta_6 \text{STATUT MARITAL} + \\ & + \beta_7 \text{LANGUE Francophone unilingue} + \\ & + \beta_8 \text{LANGUE Francophone bilingue} + \\ & + \beta_9 \text{LANGUE Anglophone bilingue} + \mu_t \end{aligned}$$

La signification des termes et des symboles employés est la suivante :

t est la période de temps.

Y est le salaire annuel du travailleur.

$\text{Ln } Y$ est le logarithme naturel de Y .

EDUC est le plus haut niveau de scolarité atteint par le travailleur.

Cinq niveaux sont retenus : Secondaire III et IV (catégorie omise, 9-10 ans de scolarité), Secondaire V et plus (11-13 ans de scolarité), Université (1-2 ans, 3-4 ans, 5 ans et plus).

EXP est l'expérience de travail accumulée à la date t (en années).

SEMAINE est le nombre de semaines travaillées contre rémunération au cours de la période t . Valeur minimale : 1 ; valeur maximale : 52.

Ln SEMAINE est le logarithme de SEMAINE .

STATUT MARITAL désigne l'état matrimonial de facto du travailleur : il est célibataire (catégorie omise), marié ou séparé, divorcé ou veuf.

LANGUE désigne les habiletés linguistiques et l'appartenance linguistique.

Cette variable polytonique a quatre valeurs dans notre équation : anglophone unilingue (catégorie omise), francophone unilingue, francophone bilingue et anglophone bilingue.

Le terme C est une constante, et μ_t est un terme d'erreur stochastique. L'espérance de ce terme d'erreur, lorsque sommé sur tous les individus, est zéro. Si cette propriété est observée, le modèle explique le revenu moyen de la population visée.

Le coefficient β de chaque valeur de la variable LANGUE mesure l'écart net entre le salaire moyen Y de la catégorie omise et celui de la catégorie désignée par chaque valeur.

ANNEXE C
Résultats des régressions

Tableau C1
Résultats des régressions
Variable dépendante : logarithme du salaire
Méthode des moindres carrés ordinaires
Hommes travaillant dans les secteurs secondaire ou tertiaire (construction exclue)
et ayant fréquenté l'école au moins jusqu'en secondaire III*
NOUVEAU-BRUNSWICK, 1980, 1990, 1995 et 2000

Coefficients (Écarts-types)	1980	1990	1995	2000
Constante	5,370 (0,191)	6,299 (0,140)	5,845 (0,155)	6,828 (0,168)
Expérience de travail	0,030 (0,006)	0,033 (0,005)	0,029 (0,006)	0,034 (0,006)
Expérience de travail (au carré)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Scolarité (1)				
Secondaire 5 (11-13 ans)	0,161 (0,033)	0,146 (0,030)	0,168 (0,039)	0,156 (0,043)
Université, 1 à 2 ans	0,227 (0,054)	0,256 (0,046)	0,339 (0,052)	0,301 (0,055)
Université, 3 à 4 ans	0,316 (0,054)	0,437 (0,043)	0,496 (0,052)	0,435 (0,055)
Université, 5 ans et plus	0,434 (0,050)	0,573 (0,042)	0,557 (0,050)	0,625 (0,053)

Attributs linguistiques (1)					
Francophones bilingues		-0,075	-0,049	<u>-0,015**</u>	-0,071
		(0,028)	(0,022)	(0,024)	(0,024)
Signification (P)		0,007	0,022	0,53	0,003
Anglophones bilingues		<u>0,009**</u>	<u>-0,031**</u>	<u>0,029**</u>	<u>0,010**</u>
		(0,048)	(0,042)	(0,041)	(0,038)
Signification (P)		0,844	0,462	0,477	0,802
Francophones unilingues		-0,198	-0,106	-0,152	-0,257
		(0,076)	(0,050)	(0,070)	(0,062)
Signification (P)		0,010	0,034	0,030	0,000
État matrimonial (1)					
Marié		0,129	0,256	0,274	0,196
		(0,001)	(0,031)	(0,034)	(0,032)
Séparé, divorcé, veuf		<u>0,008**</u>	0,131	0,177	0,183
		(0,064)	(0,054)	(0,053)	(0,051)
Nombre de semaines travaillées (logarithme)		0,988	0,834	0,950	0,743
		(0,048)	(0,034)	(0,038)	(0,041)
R ²		0,411	0,412	0,413	0,309
F (q)		53,125	105,228	99,476	69,035
Population (N)		926	1 817	1 711	1 862

(1) Variables muettes : effet d'un attribut sur le revenu par rapport à ceux d'une catégorie de référence (revenu standardisé à 0 (zéro) pour cette catégorie).

Référence Scolarité : apport au salaire de neuf à dix ans de scolarité.

Référence Attributs linguistiques : apport au salaire des attributs d'un anglophone unilingue.

Référence État matrimonial : apport au salaire du statut de célibataire (jamais marié).

* D'autres restrictions s'appliquent et sont expliquées en détail dans le rapport de recherche.

** L'emploi du caractère gras et du soulignement dénote le fait que l'écart est non significatif à un niveau de confiance de 5 %.

Source : Fichiers publics de micro-données des recensements, Statistique Canada.

Tableau C2
Résultats des régressions
Variable dépendante : logarithme du salaire
Méthode des moindres carrés ordinaires
Hommes travaillant dans les secteurs secondaire ou tertiaire (construction incluse)
et ayant fréquenté l'école au moins jusqu'en secondaire III*
NOUVEAU-BRUNSWICK, 1980, 1990, 1995 et 2000

Coefficients (Écarts-types)	1980	1990	1995	2000
Constante	5,637 (0,174)	6,345 (0,115)	6,111 (0,134)	6,75 (0,152)
Expérience de travail	0,030 (0,006)	0,032 (0,005)	0,026 (0,006)	0,029 (0,006)
Expérience de travail (au carré)	-0,001 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)	0,000 (0,000)
Scolarité (1)				
Secondaire 5 (11-13 ans)	0,142 (0,032)	0,123 (0,027)	0,165 (0,036)	0,176 (0,040)
Université, 1 à 2 ans	0,191 (0,053)	0,210 (0,043)	0,332 (0,049)	0,317 (0,053)
Université, 3 à 4 ans	0,284 (0,054)	0,413 (0,041)	0,481 (0,049)	0,433 (0,052)
Université, 5 ans et plus	0,4 (0,050)	0,548 (0,040)	0,546 (0,048)	0,640 (0,050)

Tableau C3
Critères de sélection de la population visée par
la régression de 1970

Elle est constituée d'hommes :

- nés au Canada ;
- âgés de 25 à 54 ans ;
- de langue maternelle française ou anglaise ;
- parlant uniquement et encore leur langue maternelle à la maison ;
- ayant travaillé au moins une semaine au cours de l'année civile précédant le recensement ;
- ayant travaillé surtout des semaines à temps plein pendant cette année civile ;
- salariés et sans revenu de travail autonome pendant cette année civile ;
- gagnant plus que le salaire minimum légal en vigueur dans chaque province ;
- n'ayant pas fréquenté d'établissement d'enseignement, même à temps partiel, depuis huit mois ;
- salarié pendant la semaine précédant le recensement ;
- ayant fréquenté l'école au moins jusqu'en secondaire III ;
- travaillant dans le secteur secondaire ou le secteur tertiaire (construction incluse).

Tableau C4
Résultats de la régression sur le logarithme du salaire
Variable dépendante : logarithme du salaire
Méthode des moindres carrés ordinaires
Hommes travaillant dans les secteurs secondaire ou tertiaire
(construction incluse) quarante semaines ou plus par année,
tous niveaux de scolarité inclus
NOUVEAU-BRUNSWICK, 1970*

Coefficients (Écarts-types)	1970 (voir note)
Constante	6,368 (1,366)
Expérience de travail	0,029 (0,009)
Expérience de travail (au carré)	-0,001 (0,000)
Scolarité (1)	
Secondaire 5 (11-13 ans)	0,287 (0,048)
Université, 1 à 2 ans	0,339* (0,106)
Université, 3 à 4 ans	0,489* (0,101)
Université, 5 ans et plus	0,632* (0,100)
Attributs linguistiques (1)	
Francophones bilingues	-0,098 (0,045)
Signification (P)	0,030
Anglophones bilingues	0,050* (0,092)
Signification (P)	0,588
Francophones unilingues	-0,198 (0,100)
Signification (P)	0,048
État matrimonial (1)	
Marié	0,212* (0,063)
Séparé, divorcé, veuf	0,258* (0,130)
Nombre de semaines travaillées (logarithme)	0,443* (0,339)
R ²	0,204
F (q)	10,010
Population (N)	482

(1) Variables muettes : effet d'un attribut sur le revenu par rapport à ceux d'une catégorie de référence (revenu standardisé à 0 (zéro) pour cette catégorie).

Référence Scolarité : apport au salaire de neuf à dix ans de scolarité.

Référence Attributs linguistiques : apport au salaire des attributs d'un anglophone unilingue.

Référence État matrimonial : apport au salaire du statut de célibataire (jamais marié).

* La population visée en 1970 diffère de la population visée en 1980, 1990, 1995 et 2000. La liste complète des critères de sélection de notre population de 1970 figure au tableau C3.

** L'emploi du caractère gras et du soulignement dénote le fait que l'écart est non significatif à un niveau de confiance de 5 %.

Source : Fichier public de micro-données du recensement de 1971, Statistique Canada.

NOTES

1. Cette étude s'inscrit dans le cadre d'un projet de recherche comparative sur les liens entre les inégalités de revenus, l'identité linguistique et le bilinguisme au Québec et au Nouveau-Brunswick. Les opinions exprimées dans cette étude sont celles des trois auteurs et n'engagent aucunement l'Institut canadien de recherche sur les minorités linguistiques, l'Office québécois de la langue française et le gouvernement du Québec. Cette étude a été présentée au colloque sur les langues officielles et la dualité linguistique organisé dans le cadre du congrès 2006 de l'ACFAS, tenu à l'Université McGill. Les trois auteurs remercient de leurs commentaires les participants à ce colloque ainsi que les deux évaluateurs anonymes de *Francophonies d'Amérique*. Les trois auteurs sont les uniques responsables de toute erreur. Le soutien financier et matériel de l'Institut canadien de recherche sur les minorités linguistiques et de l'Office québécois de la langue française a permis la réalisation de cette étude, ce que nous reconnaissons avec plaisir. Mentionnons enfin que les personnes intéressées pourront obtenir sur demande des précisions techniques complètes sur la construction des variables ainsi que des copies des sorties informatiques des analyses. Adresser toute correspondance à : nicolas.beland@oqlf.gouv.qc.ca.
2. $N = 1\,862/5\,277$ dans nos données de 2001 et $N = 295/1\,557$ dans celles de 1971.
3. Il y a dans notre échantillon de 1991 86 travailleurs francophones unilingues avant le retranchement des travailleurs de la construction : 15 d'entre eux étaient actifs dans le secteur de la construction, 24 travaillaient dans le secteur manufacturier et les 47 autres occupaient un emploi dans le secteur tertiaire. L'exclusion de la construction réduit notre groupe de francophones unilingues à 71 individus. Rappelons ici qu'il y a 1 817 personnes dans notre échantillon néo-brunswickois de 1991.
4. Le nombre de personnes de langue maternelle française habitant au Nouveau-Brunswick en 2001 est de 236 665. La province comptait 719 710 habitants en 2001. Selon la définition retenue de la qualité de francophone (une seule langue maternelle ou plus), le pourcentage de francophone dans cette province en 2001 varie entre 32 % et 33 % (Source : Statistique Canada, 2005, [En ligne], [http://www40.statcan.ca/102/cst01/demo11a_f.htm]).

BIBLIOGRAPHIE

-
- ALBERT, Luc (1989). *Test du recensement national, questions linguistiques, analyse et recommandations*, Ottawa, Statistique Canada, Rapport de recherche, n° 17.
- BEAUDIN, Maurice (1998). « L'apport d'une minorité à sa région : les Acadiens du sud-est du Nouveau-Brunswick », dans Albert Breton (dir.), *Langue et bilinguisme : les approches économiques*, Ottawa, Ministère du Patrimoine canadien, p. 249-284.
- BEAUDIN, Maurice, et George J. DE BENEDETTI (1999). « L'apport des communautés minoritaires à la santé économique de leur région », dans *Actes du colloque langues officielles et économie*, Ottawa, Ministère du Patrimoine canadien, [En ligne], [<http://www.pch.gc.ca/progs/lo-ol/perspectives/francais/econo/index.html>] (19 février 2008).
- BEAUDIN, Maurice, et André LECLERC (1993). « Économie acadienne contemporaine », dans Jean Daigle (dir.), *L'Acadie des Maritimes : études thématiques des débuts à nos jours*, Moncton, Chaires d'études acadiennes, p. 251-298.
- BEAUDRY, Paul (2005). « Innis Lecture: Explorations in Medium Run Macroeconomics », *Canadian Journal of Economics*, vol. 38, n° 4, p. 1136-1159.
- BÉLAND, Nicolas (2003). *La persistante disparition de l'écart : l'évolution des revenus salariaux des hommes selon deux appartenances ethno-linguistiques et le bilinguisme dans la région métropolitaine de recensement de Montréal de 1970 à 1995*, Québec, Conseil supérieur de la langue française.
- BRETON, Raymond (1996). « Ethnicity and Race in Social Organisation. Recent Developments in Canadian Society », dans Rick Helmes-Hayes et James Curtis (dir.), *The Vertical Mosaic Revisited*, Toronto, University of Toronto Press, p. 60-115.
- CHARRETTE, Michael, et Ronald MENG (1994). « Explaining Language Proficiency: Objective Versus Self-Assessed Measures of Literacy », *Economics Letters*, vol. 44, n° 3, p. 313-321.
- CHRISTOFIDÈS, Louis, N., et Robert SWIDINSKY (1998). « Bilinguisme et revenu. Une étude fondée sur les données des recensements de 1971, 1981 et 1991 », dans Albert Breton (dir.), *Langue et bilinguisme : les approches économiques*, Ottawa, Ministère du Patrimoine canadien, p. 135-206.

- DESJARDINS, Pierre-Yves, Michel DESLIERRES et Ronald C. LEBLANC (1993). « Les Acadiens et l'économique. De la colonisation à 1960 », dans Jean Daigle (dir.), *L'Acadie des Maritimes : études thématiques des débuts à nos jours*, Moncton, Chaires d'études acadiennes, p. 207-250.
- DUMONT, Fernand, et Yves Martin (1963). *L'analyse des structures sociales régionales. Études sociologiques de la région de Saint-Jérôme*, Québec, Presses de l'Université Laval.
- GUINDON, Hubert (1988). *Quebec Society: Tradition. Modernity and Nationhood*, Toronto, University of Toronto Press.
- HUGUES, Everett C. (1943). *French Canada in Transition*, Chicago, University of Chicago Press. Multiples éditions.
- JOHNSTON, John (1984). *Econometric Methods*, 3^e édition, Toronto, McGraw-Hill Book Company.
- LEACY, Frank H. (1999). *Statistiques historiques du Canada*, 2^e édition, Ottawa, Statistique Canada, numéro 11-516XIF au catalogue, [En ligne], [http://www.statcan.ca/francais/freepub/11-516-XIF/sectiona/toc_f.htm] (24 janvier 2008).
- MINCER, Jacob (1993). « Investments in Human Capitals and Personal Income Distribution », dans *Studies in Human Capital: Collected Essays of Jacob Mincer*, Angleterre, Aldershot, Edward Elgar Publishing Limited, p. 3-31. Également, dans *The Journal of Political Economy*, vol. 66, n^o 4, (1958), p. 281-302.
- MORGAN, Laurie A., et Michelle M. ARTHUR (2005). « Methodological Considerations in Estimating the Gender Pay Gap for Employed Professionals », *Sociological Methods and Research*, vol. 33, n^o 3, p. 383-403.
- RAYNAULD, André, Gérard MARION et Richard BÉLAND (1966). « La répartition des revenus selon les groupes ethniques au Canada : rapport de recherche préparé pour la Commission royale d'enquête sur le bilinguisme et le biculturalisme », Ottawa, 4 volumes. Nous citons ici la version dactylographiée du rapport telle qu'elle a été conservée dans les collections de la Bibliothèque de l'Assemblée nationale du Québec.
- RAYNAULD, André, Gérard MARION et Richard BÉLAND (1969). « La répartition des revenus selon les groupes ethniques au Nouveau-Brunswick ». Étude non publiée préparée pour la Commission royale d'enquête sur le bilinguisme et le biculturalisme, Ottawa, et citée par Vaillancourt et Roy (1979).
- SALIC (Site de l'aménagement linguistique au Canada) (2007). « Le taux de bilinguisme au Canada, bilinguisme selon les provinces et la langue maternelle », [En ligne], [<http://www.salic-slm.ca/>] (24 janvier 2008).

- SHAPIRO, Daniel M., et Morton Stelcner (1997). « Language and Earnings in Quebec: Trends Over Twenty Years, 1970-1990 », *Canadian Public Policy*, vol. 23, n° 2, p. 115-140.
- STATISTIQUE CANADA (1993). *Langue maternelle. Rapport technique du recensement de 1991*, numéro 92-335F au catalogue, Ottawa, Statistique Canada.
- STATISTIQUE CANADA (2004). *Données sur le revenu du recensement de 2001. Rapport technique du recensement de 2001*, numéro 92-393XIF au catalogue, Ottawa, Statistique Canada.
- STATISTIQUE CANADA (2005). *Le Canada en statistiques. Tableaux thématiques*, Ottawa, Statistique Canada, [En ligne], [<http://www40.statcan.ca/l02/cst01/>] (24 janvier 2008).
- VAILLANCOURT, François (1988). *Langues et disparités de statut économique au Québec, 1970 et 1980*, Québec, Les Publications du Québec.
- VAILLANCOURT, François, et Richard ROY (1979). « Les différences dans le niveau de revenu des francophones et des anglophones au Nouveau-Brunswick, 1971 », *Revue de l'Université de Moncton*, vol. 12, n° 1, p. 83-97.