

**L'évolution de l'impact de la langue sur l'emploi
dans la région de la capitale nationale**

Par

**Sarah Bergeron
(7483412)**

**Mémoire présenté au Département de science économique
de l'Université d'Ottawa
pour l'obtention du diplôme de Maîtrise
Directeur du mémoire : Professeur Louis-Philippe Morin**

ECO6999

**Ottawa, Ontario
Août 2018**

Résumé :

Ce mémoire examine l'évolution de l'impact de la langue sur l'emploi dans la région de la capitale nationale. Plus précisément, il étudie l'évolution de l'impact de connaître le français seulement, l'anglais seulement ou de connaître les deux langues officielles sur la probabilité d'avoir un emploi et ce, pour la période de 1981 à 2011 et séparément pour les hommes et les femmes. Pour ce faire, les données confidentielles des recensements de 1981, 1991, 2001 et de l'Enquête nationale auprès des ménages de 2011 sont utilisées. Les résultats des régressions permettent de calculer les écarts de probabilités d'avoir un emploi entre groupes linguistiques : les anglophones et les francophones, les bilingues et les francophones, et les anglophones et bilingues. Les résultats indiquent que les écarts ont diminué au fil du temps entre les anglophones et les francophones jusqu'à atteindre près de 0 en 2011 (du moins pour les femmes, avec un écart non statistiquement significatif). Les écarts entre francophones et bilingues ont aussi diminué, mais il reste un écart de l'ordre de 6 points de pourcentage pour les femmes et de 3,2 points pour les hommes. Pour ces deux types d'écart, celui des femmes est toujours supérieur à celui des hommes. Finalement, l'écart entre anglophones et bilingues est beaucoup moins prononcé, et il varie de manière inverse entre les hommes et les femmes. Pour les hommes, l'écart net diminue avant le temps, alors qu'il semble augmenter pour les femmes. Or, dans les deux cas, les écarts restent faibles, signifiant qu'il ne semble pas y avoir de différence de probabilité d'emploi entre les anglophones et les bilingues, surtout en 2001 pour les hommes où l'écart est de 0,2 point de pourcentage mais non statistiquement significatif et en 1981 pour les femmes où l'écart est de 0,3 point de pourcentage, mais non statistiquement significatif.

Table des matières

| | | |
|-----|---|----|
| 1. | Introduction..... | 1 |
| 2. | Revue de la littérature | 3 |
| 2.1 | Au sein d'une région..... | 3 |
| 2.1 | Au sein d'une province | 7 |
| 2.2 | Ailleurs dans le monde..... | 14 |
| 3 | Données..... | 21 |
| 3.1 | Le recensement | 22 |
| 3.2 | L'enquête nationale auprès des ménages..... | 23 |
| 3.3 | Restrictions | 23 |
| 3.4 | Statistiques descriptives..... | 24 |
| 4 | Modèle économétrique..... | 25 |
| 5 | Résultats | 26 |
| 5.1 | Écart entre anglophones et francophones | 30 |
| 5.2 | Écart entre bilingues et francophones | 30 |
| 5.3 | Écart entre anglophones et bilingues | 31 |
| 6 | Vérification de la robustesse | 32 |
| 6.1 | Travailleurs familiaux non rémunérés | 32 |
| 6.2 | Citoyens canadiens..... | 33 |
| 6.3 | Expérience..... | 33 |
| 6.4 | Langue maternelle..... | 34 |
| 7 | Conclusion | 36 |

1. Introduction

Par l'historique de sa création, le Canada a toujours été confronté à un problème de taille : la langue du pays. En effet, ayant d'abord été colonisé par les Français puis repris par les Anglais (suivi de plusieurs autres reprises des deux pays colonisateurs), le Canada est laissé avec un héritage linguistique particulier : certains habitants parlent français, alors que d'autres parlent anglais. De plus, le français se retrouve en minorité puisqu'à la base, il n'est présent que dans ce qu'on appelle aujourd'hui la province du Québec.

Cette particularité des deux langues a longtemps causé des frictions au sein du pays et surtout dans les institutions fédérales.

Or, au fil du temps, le français a de plus en plus été reconnu. En 1969, la *Loi sur les langues officielles* est adoptée, reconnaissant ainsi l'égalité du français et de l'anglais dans toutes les institutions fédérales. Cette loi est créée dans le but d'offrir le choix aux Canadiens et Canadiennes d'y être servis dans la langue officielle de leur choix.

La création de cette loi a une implication sur le marché du travail : les fonctionnaires qui travaillent dans les institutions fédérales doivent alors pouvoir parler anglais et français afin d'offrir des services bilingues à la population canadienne. Ainsi, les travailleurs bilingues pourraient peut-être posséder un avantage lorsque vient le temps de se trouver un emploi, particulièrement s'il s'agit d'un emploi au sein de la fonction fédérale.

Une région intéressante à étudier est celle de Gatineau/Ottawa. En effet, comme il s'agit de la région de la capitale nationale, on y retrouve une importante part de la fonction fédérale. Ainsi, beaucoup d'emplois nécessitent le bilinguisme. De plus, même si Gatineau se retrouve dans la province francophone du Québec, la proximité avec Ottawa lui apporte comme un atout l'anglais au travail. De ce fait, même si de manière officielle la région n'est pas bilingue, le bilinguisme à Gatineau/Ottawa est fortement encouragé par les employeurs.¹

Après avoir défini le statut « bilingue » de la région de la capitale nationale, il est intéressant d'examiner les conséquences de cet aspect sur le marché du travail, en particulierité sur la

¹ Depuis 2017, Ottawa est officiellement bilingue.

facilité à obtenir un emploi dans la région. Le but de mon mémoire est donc d'examiner l'évolution de l'impact de la langue sur l'emploi dans la région de la capitale nationale.² Or, il ne s'agit pas de mesurer cet impact par la différence des salaires comme plusieurs études l'ont déjà fait.³ Il s'agit plutôt de voir si les citoyens de la région possèdent un certain avantage à obtenir un emploi selon s'ils parlent anglais, français ou les deux langues.

Pour ce faire, j'utiliserai les recensements de 1981, 1991, 2001 et l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM) de 2011. Laisser une plus grande période (dix ans) entre les fichiers de données permet de mieux capturer les effets de nouvelles législations. Par exemple, la *Loi sur les langues officielles* a été adoptée en 1969, mais les conséquences de celle-ci ont probablement mis plusieurs années avant d'avoir des impacts sur l'emploi.

Les résultats suggèrent que les écarts de probabilité d'emploi entre anglophones et francophones se sont atténués au fil du temps jusqu'à atteindre 0 pour les femmes en 2011. Cependant, ils étaient assez élevés en 1981 : les hommes anglophones avaient 14,8 points de pourcentage de plus sur la probabilité d'avoir un emploi en comparaison aux francophones alors que les femmes anglophones en avaient 16,3. Le portrait des écarts entre francophones et bilingues est très semblable. Il diminue avec le temps, mais il est supérieur à 0 en 2011. Dans ces deux derniers cas, les écarts sont plus importants pour les femmes. Finalement, les écarts entre anglophones et bilingues ne sont pas très importants économiquement, ni même statistiquement significatifs parfois, suggérant ainsi que parler anglais seulement ou être bilingue n'apporte pas d'avantage important sur la probabilité d'avoir un emploi.

Les prochaines sections sont divisées ainsi : la section 2 présente une revue de la littérature des études qui portent sur les effets de la langue sur le marché du travail, la section 3 porte sur les données utilisées, la section 4 présente le modèle économétrique, la section 5 discute des résultats, la section 6 vérifie la robustesse du modèle et la section 7 conclut.

² J'ai contacté Statistique Canada pour avoir plus d'information sur l'évolution de la zone définie comme Ottawa-Gatineau, mais il ne semble pas y avoir de documents listant tous les changements. Seules des cartes ont été fournies. Il est donc difficile de faire des comparaisons de façon visuelle. De plus, la carte de 1991 était manquante.

³ Voir la section 2 sur la revue de la littérature pour des exemples d'études qui ont mesuré la différence des salaires entre groupes linguistiques.

2. Revue de la littérature

Lorsque vient le temps de mesurer l'impact de la langue sur le marché du travail, on peut le faire de deux façons : en comparant les salaires ou en comparant le taux d'emploi. La plupart des études à ce sujet ont mesuré l'effet sur les salaires. Il est vrai qu'il est intéressant de comparer les salaires des anglophones et des francophones, mais mes questions de recherche sont plutôt: avant même d'obtenir un emploi, comment les citoyens unilingues sont affectés par leur unilinguisme?⁴ Est-ce que le fait de parler une langue seulement constitue un obstacle à l'obtention d'un emploi dans la région de la capitale nationale? De plus, observer l'effet de la langue sur l'emploi devrait être une première étape à l'observation de l'impact de la langue sur les salaires. En effet, si je trouve que la langue a un effet sur la probabilité de travailler, cela viendra modifier la composition des individus qui travaillent et dès lors, il sera plus difficile d'estimer l'impact de la langue sur le salaire puisque les estimations des coefficients obtenus des moindres carrées ordinaires seront biaisés.

Même si la plupart des études suivantes comparent les salaires entre groupes linguistiques, elles permettent quand même d'obtenir un portrait sur l'avantage ou le désavantage de certains groupes linguistiques sur le marché du travail. Il est possible de séparer ces études entre trois catégories : les études menées au sein d'une région spécifique, les études menées au sein des provinces du Canada et les études menées ailleurs dans le monde.

2.1 Au sein d'une région

Pour étudier les effets de la langue sur le marché du travail, certaines études se concentrent sur des régions particulières où se chevauchent tant des anglophones que des francophones et donc, où il devient intéressant de comparer les salaires de ces deux groupes linguistiques qui cohabitent. Comme c'est le cas pour ma recherche, la région de la capitale nationale

⁴ À noter que, dans cette recherche, les termes « francophones » et « anglophones » désignent toujours des francophones unilingues et des anglophones unilingues.

est un bon exemple de ce chevauchement des langues, mais certaines études considèrent aussi la région de Montréal.

L'idée de s'intéresser à la région de la capitale nationale n'est pas nouvelle. En effet, d'autres chercheurs ont aussi identifié cette caractéristique particulière de la région, soit le bilinguisme de la région et la présence accrue de la fonction fédérale faisant en sorte que les citoyens doivent travailler dans un environnement (officiellement) bilingue.

C'est le cas de Grenier et Lacroix (1986) qui ont étudié le sujet pour la première fois spécifiquement pour la région de la capitale nationale. Plus particulièrement, ils ont étudié les effets du bilinguisme sur le salaire des hommes francophones et anglophones de la région Ottawa-Hull, mais ont aussi ajouté une composante distincte pour les travailleurs de la fonction publique vu son importance en tant qu'employeur dans la région. Pour ce faire, ils ont utilisé les données du recensement de 1981 et ont utilisé un modèle économétrique standard de capital humain où la variable dépendante est le logarithme naturel du salaire moyen de 1980. Leurs résultats indiquent qu'il ne semble pas y avoir d'avantage positif pour les francophones d'être bilingues, mais cela est peut-être dû à la faible proportion des individus qui parlent français seulement et d'un biais de sélection. Ils notent cependant un effet positif pour les anglophones de connaître le français, surtout pour ceux travaillant dans la fonction publique.

Quelques années plus tard, Saint-Germain (1989) s'attarde aussi à la région d'Ottawa-Hull. Une différence avec l'étude de Grenier et Lacroix (1986) est que ces derniers avaient utilisé le revenu de travail des hommes pour mesurer les disparités linguistiques alors que Saint-Germain (1989) utilise plutôt les revenus totaux des familles de recensement. Une autre différence est la méthodologie utilisée : l'étude précédente avait été menée par des analyses de régression alors que celle-ci examine plutôt la relation entre le revenu total des familles et la proportion de francophones dans la région d'Ottawa-Hull en 1970 et en 1980 pour voir comment évoluent les disparités de revenu dues à la langue. Il considère aussi le taux de chômage dans sa recherche. Avec les données du recensement de 1981, il semblerait que la moyenne des revenus familiaux des municipalités de la région contienne une très faible proportion de francophones alors que lorsque le revenu familial est plus élevé que la

moyenne, il s'agit de municipalités où la proportion d'anglophones est plus élevée et lorsqu'il est moins élevé que la moyenne, il s'agit de municipalités où on retrouve une majorité de francophones. En ce qui a trait au chômage, il trouve des résultats qui s'enlignent dans la même direction : plus une municipalité a une proportion élevée de francophones, plus son taux de chômage est élevé. Pour voir l'évolution entre 1970 et 1980, il refait le même exercice avec les données du recensement de 1971. De cette façon, il trouve que dans les deux périodes étudiées, l'écart entre les revenus des anglophones et des francophones est très important, mais qu'il a tendance à diminuer. C'est le même résultat pour le taux de chômage. Pour tenter de comparer des groupes de population plus homogènes, Saint-Germain fait aussi la comparaison en utilisant les secteurs de recensement de la région d'Ottawa-Hull au lieu des municipalités. Les mêmes résultats sont obtenus.

Montréal, qui est depuis longtemps une place d'accueil pour les nouveaux arrivants, est une autre région intéressante à étudier. En effet, là aussi on y retrouve une proportion importante d'anglophones vu la présence d'immigrants dans cette ville. Ainsi, plusieurs langues s'y chevauchent.

Baker et Hamilton (2000) ont étudié cette région de manière historique. En effet, ils examinent les écarts de revenu entre anglophones et francophones au 19^e siècle, en commençant au tout début de ce siècle, soit de 1798 à 1842. Ils se concentrent sur un type de travail particulier, celui des apprentis et utilisent les détails présents dans les contrats entre maître et apprenti pour déterminer les écarts de revenus entre les deux groupes linguistiques. Ces contrats sont des contrats notariés de 1798 à 1842 qui sont enregistrés à la ville de Montréal. Comme il s'agit d'une période éloignée, les données recherchées ne sont pas toutes à portée de mains. Par exemple, pour déterminer le groupe linguistique des apprentis, les chercheurs ont utilisé le nom de famille pour déterminer l'appartenance ethnique, qu'ils qualifiaient soit de Français ou non-Français (Anglais).

Ils justifient le choix de Montréal par l'importante vague d'immigration britannique que la ville a connue au cours du siècle et qui a dès lors augmenté la proportion d'anglophones de manière significative.

Leurs résultats indiquent qu'il y a une différence importante dans la rémunération des deux groupes, autant dans la composition du revenu que dans son niveau. En effet, à cette époque, le revenu des apprentis englobait de vastes composantes telles les vêtements, une pension, l'accès à une chambre, etc. De ce type de revenu, ils trouvent que les anglophones sont favorisés, mais que cette différence s'estompe au fil du temps jusqu'en 1830 où elle recommence à augmenter. Cependant, ce désavantage qu'ont les apprentis francophones résulte de leur maître. En effet, les chercheurs trouvent que les apprentis francophones sont jumelés à des maîtres francophones, et vice-versa. Ainsi, les apprentis francophones reçoivent moins en terme de rémunération que les anglophones puisque leurs maîtres sont moins éduqués et ne peuvent leur offrir autant.

Une autre étude qui couvre Montréal et ses régions avoisinantes, mais pour une période un peu plus récente que la précédente, est celle de MacKinnon (2000). MacKinnon utilise un échantillon d'hommes âgés de 18 à 64 ans qui ont soit le français ou l'anglais comme langue maternelle afin de déterminer le taux de rendement pour ces hommes d'être bilingues. Elle souhaite comparer ce rendement à celui observé lors de la Révolution tranquille (1960). Pour ce faire, elle utilise les données du recensement de 1901. Son modèle de régression, qui utilise le logarithme naturel du total des revenus comme variable dépendante, ne peut inclure toutes les variables indépendantes que l'on retrouve normalement dans les études d'aujourd'hui (par exemple le niveau de scolarité) qui mesurent l'impact de la langue sur le revenu, vu les contraintes des données de 1901. Cependant, elle souligne qu'à cette époque, les individus travaillaient normalement à partir de 14 ans et le recensement permet tout de même de savoir si l'individu savait lire et écrire. Ses résultats indiquent que le fait de parler les deux langues officielles profite autant aux anglophones et aux francophones. En effet, les francophones bilingues gagnent 10% de plus que leurs homologues unilingues et les anglophones bilingues gagnent aussi 10% de plus que leurs homologues unilingues. De plus, cet avantage du bilinguisme en 1901 est supérieur à celui qu'on retrouve dans les années 1960.

Plus récemment, Béland (2004) se concentre aussi sur la région de Montréal pour mesurer les écarts de revenus des hommes entre 1970 et 1995. Par revenus, il entend revenus salariaux avant impôts. Il utilise les données des recensements canadiens de 1971, 1981, 1991 et 1996. Il justifie le choix de Montréal comme région métropolitaine de recensement par le fait que c'est une des régions où cohabitent depuis très longtemps une importante part d'anglophones et de francophones, qu'ils soient unilingues ou bilingues. Lorsqu'il contrôle pour les variables pertinentes, ses résultats indiquent qu'en 1970, les hommes unilingues et bilingues gagnaient plus que les francophones unilingues (près de 20 et 25% respectivement). Les francophones bilingues gagnaient aussi plus que les francophones unilingues. Par contre, il semble que ces écarts aient diminué avec le temps. En effet, dès 1980, l'amplitude des écarts a diminué considérablement et est même devenu statistiquement non significative pour les anglophones unilingues. Par la suite, cette diminution s'est stabilisée jusqu'en 1995, où parfois ce sont les francophones bilingues qui ont un écart plus important avec les francophones unilingues alors que d'autres fois, ce sont les anglophones bilingues.

2.1 Au sein d'une province

Beaucoup d'études sont menées à l'intérieur d'une province. Le Québec est souvent utilisé comme endroit vu ses groupes linguistiques opposés qui vivent ensemble, mais certains chercheurs mènent aussi leurs études dans d'autres provinces, comme l'Ontario vu sa proximité avec le Québec, et le Nouveau-Brunswick vu son statut officiellement bilingue.

Parmi les études qui mesurent l'effet de la langue sur le marché du travail (revenu) au Québec se trouve celle de Grenier (1988). Celui-ci étudie spécifiquement la situation des femmes mariées pour déterminer l'impact du groupe linguistique de celles-ci sur leurs revenus. Il justifie le choix de cet échantillon par les études antérieures qui ont surtout porté sur les hommes. Ses données proviennent du recensement de 1981 et son échantillon consiste en les femmes mariées qui habitent au Québec, âgées de 18 à 64 ans et pour lesquelles il n'y a pas de données manquantes dans les variables utilisées. Le groupe linguistique de chaque femme est déterminé par la langue maternelle et les femmes peuvent dès lors être affiliées selon trois groupes : francophones, anglophones ou allophones. Sa

régression vise à inclure les variables indépendantes propres au cas des femmes, telles la présence d'enfants, l'état matrimonial, la différence d'âge avec le mari, etc. En ce qui a trait à l'impact de la langue, Grenier ne trouve pas d'effet statistiquement significatif. En effet, les coefficients estimés de la connaissance de l'anglais pour les francophones et de la connaissance du français pour les anglophones sont positifs, mais non significatifs. Par contre, fait surprenant pour les femmes allophones, celles-ci voient leur revenu diminuer lorsqu'elles connaissent l'anglais et le français (par rapport à la référence qu'est le groupe de femmes allophones unilingues). Cependant, ceci peut être expliqué par le fait que certaines femmes allophones peuvent avoir un emploi qui n'exige pas la connaissance des langues officielles, et donc, n'ont pas intérêt à apprendre ces langues même si cela peut être avantageux.

Shapiro et Stelcner (1997) ont cherché à comparer les salaires des groupes linguistiques (anglophones, francophones et allophones) du Québec entre 1970 et 1990 pour estimer les inégalités. Pour ce faire, ils ont utilisé les données du recensement de 1991 et ont comparé leurs résultats avec ceux obtenus des recensements de 1971 et 1981. Ils ont aussi mené des régressions distinctes pour les hommes et les femmes. Ils ont trouvé que pendant ces vingt ans, les écarts de salaires entre francophones bilingues et anglophones, bilingues ou unilingues, semblent avoir disparu. Cela pourrait résulter de l'adoption de la loi 101 en 1997. Or, le cas des allophones du Québec et des francophones unilingues aurait empiré.

L'étude de Christofides et Swidinsky (2010) est quelque peu différente puisqu'elle cherche à montrer les gains monétaires associés à la connaissance et à l'emploi d'une deuxième langue officielle : l'anglais pour les francophones du Québec et le français pour les anglophones pour le reste du Canada. Le recensement de 2001 permet d'obtenir ce genre d'estimations puisqu'il permet d'obtenir la connaissance des langues officielles de l'individu, mais aussi l'utilisation des langues au travail. Les chercheurs font une distinction importante entre le fait de connaître une deuxième langue officielle et le fait de l'utiliser. En effet, les salaires pourraient être différents entre les individus qui affirment être bilingues mais qui n'ont pas à utiliser une deuxième langue au travail et ceux qui sont bilingues et qui doivent employer cette deuxième langue. De cette façon, ils peuvent

calculer les gains associés à la connaissance d'une deuxième langue officielle (par rapport à un individu unilingue), mais aussi les gains associés à l'utilisation d'une deuxième langue officielle en comparaison avec un individu qui connaît la langue, mais qui n'a pas à l'utiliser au travail.

Pour le Canada, excepté Québec, les résultats indiquent que les anglophones bilingues (autant les hommes que les femmes) ont un salaire plus élevé que leurs homologues unilingues et que ceux qui utilisent le français au travail gagnent plus que ceux qui sont bilingues mais qui n'utilisent pas le français au travail. Cependant, l'effet net de l'emploi du français au travail n'est pas statistiquement significatif et dès lors, cela impliquerait que l'utilisation d'une deuxième langue officielle pour les anglophones du Canada (sauf au Québec) n'apporte rien de plus.

Pour le Québec, les résultats suggèrent que les hommes francophones bilingues, qui utilisent l'anglais ou non au travail, gagnent plus que les hommes francophones unilingues. De plus, l'effet net de l'utilisation de l'anglais au travail est positif et significatif. Ainsi, l'utilisation de l'anglais au travail rapporte aux hommes francophones du Québec. Les mêmes résultats sont obtenus pour les femmes, à l'exception que l'effet net de l'utilisation de l'anglais au travail pour les femmes est plus faible que pour les hommes.

Nadeau (2010) cherche à évaluer les écarts de salaires entre 1970 et 2000 en comparant le Québec, mais aussi le reste du Canada. De plus, il distingue le secteur privé du secteur public car il affirme que les politiques sur les langues et le salaire n'affectent pas le secteur public de la même façon que le secteur privé. Les données proviennent des recensements de 2001, 1996, 1991, 1986, 1981 et 1971. Il utilise les codes d'industries spécifiques à chaque individu pour identifier ceux qui travaillent dans le secteur public. Pour déterminer l'écart de salaires des francophones, Nadeau utilise la méthode de décomposition Blinder-Oaxaca, mais en la modifiant quelque peu. En effet, la raison de ceci est due au fait que l'interprétation du coefficient pour la partie « non expliquée » est plus difficile à interpréter lorsqu'on parle de langues. Le chercheur affirme que la langue est un atout qui peut être récompensé là où il y a demande de cette langue. Ainsi, le coefficient de la partie « non expliquée » pourrait aussi représenter la demande pour les langues. De plus, le bilinguisme pourrait aussi venir biaiser les coefficients si on le traite comme une simple compétence.

En commençant par le secteur public au Québec, Nadeau trouve que l'écart de salaires est favorable aux francophones et ce, partout durant la période 1970-2000. Ce résultat peut être, en partie, la conséquence d'une plus grande demande pour le français. En ce qui concerne le secteur privé, les francophones du Québec étaient désavantagés par rapport aux anglophones en 1970, mais l'écart salarial a largement diminué avec les années. La raison est, d'une part, parce que les francophones ont développé de meilleures compétences (éducation par exemple), et d'autre part, parce que la langue maternelle semble avoir développé un rôle plus important (demande plus élevée pour le français). À l'extérieur du Québec et dans le secteur public, rien n'indique un écart de salaire entre anglophones et francophones dans la période étudiée. Même si les anglophones gagnaient un meilleur salaire que les francophones, cela était ainsi à cause de leurs compétences et d'une demande plus élevée pour l'anglais. Pour le secteur privé à l'extérieur du Québec, les francophones étaient désavantagés par rapport aux anglophones en 1970, mais leur sort s'est amélioré au fil du temps par l'apport de meilleures compétences, mais aussi parce que l'avantage des anglophones a été réduit.

Le Québec, quoique particulier dans sa situation linguistique, n'est pas la seule province où cohabitent deux groupes linguistiques. Le Nouveau-Brunswick a aussi une situation particulière puisqu'il s'agit de la seule province officiellement bilingue du pays. De ce fait, l'étude des écarts de revenu entre anglophones et francophones pourrait mener à des résultats intéressants.

Beaudin et al. (2006) ont cherché à examiner l'évolution des écarts de revenu entre anglophones et francophones de cette province pour la période allant de 1970 à 2000. Cette période d'étude est propice puisqu'elle a été parsemée de diverses réglementations et lois ayant pour but de favoriser la minorité francophone, notamment le programme *Chances égales pour tous* créé dans les années 1960. Avec ce nouveau programme, les régions plus défavorisées (habitées majoritairement par des francophones) de la province ont pu avoir accès à des services de qualité comparable aux régions plus riches, notamment les services d'éducation et de soins. De cette façon, les francophones de la province ont pu augmenter leur niveau de scolarité. Cependant, des études précédentes montrent qu'il reste des écarts de revenu et c'est pourquoi les chercheurs se penchent sur la question. Ils utilisent les

recensements canadiens de 1971, 1981, 1991, 1996 et 2001. Lorsqu'ils contrôlent l'effet de la langue sur le revenu par d'autres variables, ils trouvent qu'ils existent encore des disparités salariales entre anglophones et francophones du Nouveau-Brunswick. En effet, les francophones, unilingues ou bilingues, gagnent moins que les anglophones unilingues. Cet écart a diminué entre 1980 et 1990, mais a recommencé à augmenter ensuite pour atteindre un nouveau maximum en 2000 : les francophones unilingues gagnaient 23% moins que les anglophones unilingues. Pour les francophones bilingues, l'écart avec les anglophones unilingues est moins important et il a une tendance à la baisse jusqu'en 1995 où il augmente à nouveau. Ils ajoutent cependant que leurs résultats sont basés sur l'hypothèse que les travailleurs ont accès aux marchés sur l'ensemble du territoire, mais ils auraient aimé vérifier cette hypothèse pour voir l'effet des régions. Ils concluent dès lors que les programmes gouvernementaux mis en place ne semblent pas avoir éliminé complètement les disparités de revenu.

Grenier (1997) compare les minorités francophones du Nouveau-Brunswick et de l'Ontario pour examiner leur statut au sein d'une province majoritairement anglophone. Il utilise les données des recensements canadiens de 1981 et 1991. L'étude de ces deux provinces spécifiquement s'explique par le fait qu'elles sont situées à la frontière du Québec et que le ¼ des francophones qui vivent ailleurs qu'au Québec vivent dans ces deux provinces. Un résultat sommaire montre que dans les deux provinces et pour les deux années étudiées, le taux d'emploi est plus faible pour les francophones que pour les anglophones. À l'aide de régression, il compare les effets de la langue maternelle et de la langue parlée à la maison sur les revenus. Ses résultats, lorsqu'il inclut des variables de contrôle, ne sont pas statistiquement significatifs pour l'Ontario, sauf dans un cas en 1981 où le coefficient est statistiquement positif pour les francophones. De la même façon, pour le Nouveau-Brunswick, les coefficients sont non statistiquement significatifs, sauf pour les femmes francophones qui utilisent le français : celles-ci ont un avantage salarial. Il refait le même exercice, mais selon la connaissance des langues officielles. Il trouve que les coefficients ne sont toujours pas statistiquement significatifs pour l'Ontario en incluant les contrôles, sauf pour les hommes francophones bilingues en 1981 qui sont légèrement avantagés en comparaison aux anglophones unilingues. Pour le Nouveau-Brunswick, quelques

coefficients sont significatifs, notamment pour les francophones bilingues et unilingues qui ont d'ailleurs un avantage face aux anglophones unilingues, et pour les anglophones bilingues en 1981.

Une autre étude de Grenier (2001) porte en partie sur l'impact de la langue sur le revenu, mais en distinguant les immigrants des non-immigrants et ce, pour la période entre 1970 et 1995. Il compare l'Ontario et le Québec en utilisant les données des recensements de 1971, 1981, 1986, 1991 et 1996. Comme il s'agit d'une étude qui porte principalement sur les immigrants et leur intégration, la définition de la langue est celle de la langue parlée à la maison. Ce choix de variable est quelque peu différent des autres études qui portent sur l'impact de la langue sur le revenu, mais comme il est question d'immigrants, Grenier cherche à voir comment ceux-ci décident de s'intégrer à la communauté et ce, même à l'intérieur de leurs quatre murs. De plus, pour la même raison, il différencie les immigrants venant des États-Unis ou de l'Europe de ceux venant du reste du monde (Asie, Afrique et Amérique latine). Comme ma question de recherche ne porte pas sur l'immigration spécifiquement, je présente seulement les résultats propres à la langue des non-immigrants : À l'aide d'analyse de régression, Grenier trouve que pour les hommes non-immigrants du Québec, l'écart de revenu entre francophones et anglophones a diminué entre 1970 et 1995, mais que les francophones gagnent toujours 3% de moins que les anglophones en 1995. Pour les femmes non immigrantes du Québec, l'écart net de gains entre francophones et anglophones était de 8% en 1971 et il est resté le même au fil du temps. En Ontario, il ne semble pas y avoir d'écart net de salaire pour les non-immigrants qui parlent anglais ou français. En effet, les hommes ontariens qui parlent français n'ont pas toujours des coefficients statistiquement significatifs, signifiant dès lors que leur situation ne diffère pas des hommes ontariens anglophones. Par contre, les femmes qui parlent français en Ontario semblent gagner plus que leurs homologues anglophones. L'auteur conclut donc que la langue parlée à la maison semble avoir moins d'effets sur le revenu en Ontario qu'au Québec et ce, pour les non-immigrants.

Lavoie et Saint-Germain (1991) utilisent aussi la langue parlée à la maison comme choix de variable, au lieu de la langue maternelle comme c'est le cas de plusieurs autres études.

Ils affirment qu'un tel choix de variable apportent des conclusions différentes. Leur but est de déterminer les écarts de revenus entre anglophones et francophones au pays entre 1981 et 1986 à l'aide des recensements de ces années, mais en utilisant la langue parlée à la maison plutôt que la langue maternelle, de même que les revenus totaux plutôt que les revenus de travail. Pour ce faire, ils calculent les moyennes des revenus de chaque groupe linguistique. Leur méthode, quoique simple, est justifiée par les nombreux problèmes que peuvent apporter la régression de la langue sur le revenu. En effet, les chercheurs affirment que les modèles « traditionnels » qui incluent des variables supposément indépendantes telles que la langue seconde, la scolarité, le nombre d'heures travaillées, etc. ne sont pas réellement indépendantes et pourraient s'expliquer par d'autres variables. C'est pourquoi ils se concentrent à calculer des écarts bruts de revenu et non pas, à calculer la rentabilité de la langue. Leurs résultats montrent que les francophones, autant les femmes que les hommes, sont plus désavantagés par rapport aux anglophones lorsque le revenu total est considéré, plutôt que le revenu d'emploi, peu importe si on considère les individus habitant le Québec ou habitant le Canada hors Québec. Cependant, la différence entre revenus totaux et revenu d'emploi est plus accentuée pour les femmes. De plus, lorsque la langue parlée à la maison est utilisée plutôt que la langue maternelle, dans presque tous les cas, les écarts de revenus sont plus importants.

Christofides et Swidinsky (2006) cherchent à voir si la prime pour le bilinguisme est plus élevée dans le secteur public que dans le secteur privé. En effet, depuis la *Loi sur les langues officielles* de 1969, le bilinguisme est obligatoire au sein de la fonction fédérale et donc, des résultats intéressants pourraient apparaître suivant cette nouvelle loi. De plus, en 1988, cette loi aurait été renforcée. Pour l'étude, ils utilisent les données des recensements de trois années (1986, 1991 et 1996) pour voir comment fluctuent les revenus des individus. Puisqu'ils considèrent la période de la révision de la loi, ils peuvent voir les effets sur la prime du bilinguisme en utilisant un modèle de différence en différence. Sans surprises, ils trouvent que la prime du bilinguisme est plus élevée dans le secteur public que dans le secteur privé, autant pour les hommes que pour les femmes, avec les hommes qui semblent avoir une prime nette plus élevée que les femmes. De plus, ils constatent que la prime du

bilinguisme du secteur public a augmenté après la révision de 1988 de la *Loi sur les langues officielles*, mais qu'elle a par la suite diminué.

Finalement, Albouy (2008) examine les écarts de revenus entre anglophones et francophones pour la période de 1970 à 2000, mais selon une perspective globale du pays. Il utilise les recensements canadiens de 1971, 1981, 1986, 1991, 1996 et 2001 et des identités sur les moyennes des salaires pour déterminer les écarts de revenus.

Il trouve que lorsqu'on considère le Québec seulement, l'écart entre les revenus des hommes anglophones et francophones a diminué de 25 points de pourcentage entre 1970 et 2000, mais qu'en considérant le Canada dans son ensemble, cet écart a diminué de 10 points seulement. La raison principale de ceci est que le salaire des anglophones du Québec dans cette période a diminué de 15 points de pourcentage comparativement aux anglophones ailleurs au pays. Cette différence entre résultats du Québec versus du Canada s'explique part le fait qu'en considérant le Québec seulement, on compare les francophones à la minorité anglophones du Québec qui auparavant gagnaient largement plus que les anglophones ailleurs au pays, mais qu'au fil du temps, la situation inverse s'est produite, c'est-à-dire que cette unité de comparaison gagnait beaucoup moins que d'autres anglophones du Canada. Ainsi, utiliser le Canada pour mesurer la situation des anglophones reflèterait mieux les écarts de revenus puisque les anglophones du Québec ont connu trop de changements.

2.2 Ailleurs dans le monde

Le Canada n'est pas le seul pays à connaître une dualité linguistique au sein de sa population. Aux États-Unis par exemple, même si l'espagnol n'est pas considéré comme une langue officielle, une importante part de la population parle cette langue et dès lors, des analyses de revenus entre anglophones et hispanophones peuvent être menées.

C'est le cas de Bloom et Grenier (1993) qui ont étudié les différences de revenus et de taux d'emploi entre les anglophones et les hispanophones des États-Unis de 1970 et 1990. Pour ce faire, ils ont utilisé les données des recensements américains de 1970, 1980 et 1990. Par

contre, comme la langue maternelle n'est pas disponible dans tous les recensements voulus, ils ont dû utiliser l'origine ethnique comme proxy pour définir les groupes linguistiques. Plus particulièrement, si un individu était identifié comme ayant une ethnicité espagnole, on disait qu'il parlait espagnol. Ils ont vérifié la validité de ce proxy avec d'autres données et ont confirmé qu'il y avait peu de différences entre langue maternelle et origine ethnique. Leurs résultats sans variables de contrôle indiquent qu'il y a un écart assez important de revenus entre les individus qui parlent anglais et ceux qui parlent espagnol, et que cet écart est plus important pour les hommes que pour les femmes. Le fait qu'ils ont divisé le territoire américain en région selon la proportion d'individus d'origine espagnole leur permet de trouver que les écarts de revenus sont justement plus importants dans les régions où la proportion d'hispanophone est importante. De plus, il semblerait que ces écarts aient augmenté au fil du temps pour les hommes, dans les deux premières décennies étudiées. Finalement, c'est sans surprises qu'ils trouvent que les écarts de revenus sont plus importants pour les hispanophones unilingues que pour ceux bilingues. Lorsqu'ils ajoutent des variables de contrôle comme l'éducation, le statut matrimonial, l'âge, etc., ils trouvent que les écarts de revenus sont plus faibles, signifiant alors qu'une partie de ces écarts de revenus est expliquée par les caractéristiques différentes des deux groupes linguistiques. Certains coefficients deviennent même statistiquement non significatifs, pour les femmes entre autres. De plus, alors qu'avant ils avaient trouvé une hausse d'écart de revenus en 1980, il ne semble plus en avoir cette fois-ci. Par contre, l'écart reste plus important dans les régions avec une haute proportions d'individus qui parlent espagnol. Les résultats concernant les taux d'emploi de ces deux groupes montrent qu'autant les femmes que les hommes hispanophones ont des taux d'emploi plus faibles que les anglophones, mais alors que ces taux diminuent au fil du temps pour les hommes, ils augmentent pour les femmes.

L'étude Bloom et Grenier (1991) est intéressante puisque non seulement elle permet d'évaluer la situation des hispanophones sur le marché du travail américain, mais elle compare la situation de ce groupe linguistique avec les francophones du Canada qui se retrouvent eux aussi en minorité. Plus particulièrement, ils cherchent à comparer les revenus de ces deux groupes entre 1970 et 1986 pour le Canada et entre 1970 et 1980 pour les États-Unis. Pour ce faire, les recensements de 1970, 1980 et 1986 sont utilisés du côté

canadien et les recensements de 1970 et 1980 sont utilisés du côté américain. Comme dans leur étude de 1993, la non-consistance des questions sur la langue dans le recensement américain ne leur permet pas de mesurer directement le langage utilisé des individus. Ainsi, ils utilisent l'origine ethnique de l'individu comme proxy pour déterminer sa langue. Ils ont vérifié cette façon de faire pour s'assurer de la validité de ce proxy et leurs résultats ont été concluants. Les résultats des hispanophones américains sont les mêmes, en partie, que dans l'étude de Bloom et Grenier (1993), excepté qu'ils considèrent une plus petite période. En particulier, ils trouvent que l'écart des revenus restent élevé entre 1970 et 1980 pour ce groupe linguistique et que cet écart n'est pas expliqué entièrement par des caractéristiques différentes entre américains anglophones et hispanophones. Une raison possible de ce résultat est une offre de travailleurs qui parlent espagnol plus élevée à cause de l'immigration plus importante à cette période. Ils trouvent des résultats opposés lorsqu'ils considèrent les francophones du Canada. En effet, l'écart des revenus entre anglophones et francophones semblent s'être réduit avec le temps, particulièrement au Québec. Ce résultat du Québec pourrait être expliqué par la plus grande demande pour des travailleurs francophones entre 1970 et 1980. De plus, à partir de 1986, presque toutes les différences de revenus entre les deux groupes peuvent être attribuées à des caractéristiques différentes entre ces deux groupes. Ainsi, il semblerait que le problème des minorités linguistiques soit peut-être plus important aux États-Unis qu'au Canada.

McManus et al. (1983) conduisent une autre étude sur la situation salariale des hommes hispanophones des États-Unis. Pour ce faire, ils utilisent le « Survey of Income and Education » de 1976 qui leur donne des informations importantes pour leur sujet d'étude, telles les langues parlées et la connaissance de l'anglais. Ils forment un échantillon composé d'hommes blancs nés aux États-Unis qui ont appris l'anglais dès leur naissance et d'hommes hispanophones afin de comparer les revenus de ces deux groupes. Les données contenaient beaucoup de questions sur la connaissance de l'anglais, que ce soit la compréhension de la langue, la langue parlée ou même la fréquence à laquelle un individu lisait un journal anglais. Ils ont dû combiner les réponses variées à ces questions pour réduire le nombre des réponses, mais aussi le nombre de questions. De cette façon, ils ont pu diviser les individus hispanophones en sept groupe allant de ceux qui sont d'origine

espagnole mais qui ont identifié l'anglais comme seule langue parlée et comprise à ceux qui ne parlent qu'espagnol. Ces sept groupes sont des mesures du niveau de connaissance de l'anglais, le septième groupe étant celui où les individus sont les moins confortables avec l'anglais. Lorsqu'ils font la régression par moindres carrés, ils trouvent justement que le septième groupe (ceux qui ne parlent qu'espagnol) ne gagne que le 2/3 du revenu du premier groupe, soit celui dont les individus sont les plus à l'aise avec l'anglais. Ils regroupent ensuite ces sept groupes pour construire un indice de « déficience » en anglais et c'est en utilisant cet indice qu'ils estiment une régression par moindres carrés non linéaires. Lorsque l'indice est au niveau le plus bas en anglais, le salaire est réduit de 3,4% pour chaque année de scolarité et de 0,9% pour chaque année d'expérience. Finalement, ils portent une attention sur les écarts de revenus entre américains anglais et hispanophones. Lorsqu'ils fixent leur groupe à celui qui est le plus compétent en anglais, il ne semble pas y avoir de différence de revenu statistiquement significative avec les américains anglophones. Par contre, lorsqu'ils considèrent les différents niveaux de compétence en anglais (les groupes 1 à 7), ils trouvent que les hispanophones gagnent 5,5% moins que les anglophones dans les régions métropolitaines, mais en dehors de ces régions, ils gagnent 7% de plus.

Afful (2013) étudie aussi le cas des États-Unis, mais en examinant les chances d'être employé selon le niveau de connaissance d'anglais et selon le genre, la race et le niveau de scolarité. Pour ce faire, elle utilise les données de 2012 du « American Community Survey ». Ce sondage permet de déterminer le niveau d'anglais des individus, selon s'ils parlent très bien l'anglais (groupe D), bien (groupe C), pas très bien (groupe B) ou pas du tout (groupe A). Elle présente des résultats pour l'échantillon dans son ensemble, mais aussi selon l'origine ethnique et le niveau d'éducation. Je présenterai les résultats pour l'ensemble seulement afin de me rapprocher de la question principale à l'étude. Pour l'échantillon dans son ensemble, elle trouve que la connaissance de l'anglais améliore les probabilités d'un emploi, mais jusqu'à un certain point. En effet, pour les gens du groupe qui parlent très bien anglais, la probabilité d'avoir un emploi diminue et devient même plus faible que celle des individus qui ne parlent pas très bien l'anglais. Elle explique ce résultat par le fait que dans certaines régions où il y a de fortes proportions de certaines ethnicités,

la connaissance de la langue du groupe sera plus importante, et donc la connaissance de l'anglais passera en deuxième. En séparant ensuite les hommes et les femmes, les chances d'être employés pour les hommes augmentent entre le groupe A et B, mais diminuent ensuite pour tous les autres groupes. Les femmes quant à elles voient leurs chances s'améliorer constamment selon la connaissance de l'anglais. De plus, les femmes ont toujours de meilleures probabilités que les hommes, sauf pour le groupe A. Afful explique une partie de ce résultat par le type d'industrie dans lequel les femmes travaillent. Celles-ci ont tendance à occuper les emplois liés aux services, soit des emplois routiniers qui nécessitent une bonne communication avec les clients.

Les dernières études étrangères portaient sur les États-Unis. Or, la disparité linguistique est aussi présente dans d'autres pays. Par exemple, Rendon (2007) étudie le cas de la région de Catalogne en Espagne. Cette région est propice à ce genre d'étude puisque la Catalogne est une région particulière de l'Espagne où cohabitent l'espagnol et le catalan. Cette région est donc considérée bilingue. L'étude de Rendon est justement motivée par une politique des années 1980 qui est venue promouvoir le catalan. En effet, avant cette politique, l'usage du catalan n'était pas encouragé et il y avait donc une tendance à la baisse de l'usage de cette langue par rapport à l'espagnol.

Un autre aspect intéressant de l'étude est qu'au lieu de mesurer l'effet de la langue sur les salaires comme la majorité des autres études, Rendon étudie l'effet sur l'emploi directement. Pour ce faire, il utilise les données des recensements du pays en question pour les années 1991 et 1996. Ces données sont utiles puisqu'elles permettent de connaître la connaissance du catalan de façon détaillée, c'est-à-dire qu'on peut savoir si l'individu, parle, lit ou même écrit le catalan. Rendon mesure donc la probabilité d'être employé selon les trois compétences qu'est le parler, la compréhension et l'écriture du catalan.

Il trouve que parler et lire le catalan augmente la probabilité d'avoir un emploi entre 3 et 5 points de pourcentage alors qu'écrire le catalan augmente la probabilité entre 2 et 6 points de pourcentage. Cet avantage est plus élevé pour les femmes que pour les hommes.

La dernière étude mesurait l'emploi puisque les auteurs n'avaient pas accès aux données sur le salaire pour cette période. De plus, elle utilisait des données allant jusqu'en 1996 et donc, elle n'a pas pu capturer les effets d'une autre politique sur la langue (*Linguistic Policy Act* de 1998) qui est venue encourager davantage l'usage du catalan. Ce dernier aspect pourrait expliquer pourquoi l'étude de Rendon (2007) obtient de faibles avantages de la connaissance du catalan sur la probabilité d'avoir un emploi. Dès lors, il devient intéressant de comparer les résultats avec l'étude de Di Paolo et Raymond (2012) puisque ces derniers comparent plutôt les écarts de revenu dans la région de la Catalogne et examinent les résultats pour 2006, soit après la deuxième politique sur la langue. Les données viennent du « Survey on Living Conditions and Habits of the Catalan Population » de 2006. Les chercheurs trouvent que la connaissance du catalan augmente les revenus de 7,5%. Cependant, la littérature indique que ce coefficient pourrait être biaisé, notamment sous-estimé, à cause du problème d'endogénéité. Ils estiment donc des équations en tenant compte du problème d'endogénéité entre la connaissance du catalan et les revenus. Ces problèmes pourraient survenir en raison de la présence d'hétérogénéité non observée des individus et des erreurs de mesure suivant la connaissance de langue puisqu'elle est rapportée par les individus eux-mêmes. Pour ce faire, ils utilisent deux méthodes (« endogenous switching model » et les moindres carrés en deux étapes) et obtiennent des résultats similaires : la connaissance du catalan augmente les revenus mensuels de 18%. Dès lors, leurs résultats, en corrigeant le problème d'endogénéité, concordent avec la littérature qui indique que les coefficients biaisés sous-estiment l'effet de la langue sur le salaire. De plus, ils trouvent aussi que langue et éducation sont des intrants complémentaires puisqu'il semblerait que le rendement de la connaissance du catalan est positif seulement pour les individus qui sont plus éduqués.

En se déplaçant ailleurs dans le monde, on retrouve la région du Pays de Galles qui peut aussi être propice à l'étude de la langue sur l'emploi puisqu'on y retrouve des individus qui parlent gallois et/ou d'autres qui parlent anglais. Cependant, Drinkwater et O'Leary (1997) étudient plutôt l'effet de parler le gallois sur le taux de chômage dans ce pays. Ils utilisent les données du recensement de la population de 1991. Avec un modèle probit, ils trouvent que les individus qui parlent gallois ont des taux de chômage plus faibles que ceux

qui ne parlent qu'anglais.⁵ Une partie de cette différence est expliquée par les caractéristiques des individus qui parlent gallois puisque ceux-ci ont de meilleures compétences en ce qui a trait à l'éducation par exemple. Or, même en tenant compte de ces caractéristiques, il reste que ces derniers ont un avantage sur le marché du travail, surtout pour les Gallois habitant l'Ouest du pays.

La Finlande aussi a une population qui parle plus d'une langue. Saarela et Finnas (2003) examinent les raisons pour lesquelles les individus qui parlent suédois (en minorité) ont des taux de chômage plus faibles que les individus qui parlent le finnois (la majorité). Même si la population qui parle suédois durant cette période ne représente que 6% de la population, le suédois reste une langue officielle du pays, tout comme le finnois. Comme ils ne possèdent pas de données sur le niveau de connaissance spécifique de chacune des langues, leur but est de déterminer la part de la différence des taux de chômage qui peut être expliquée par les caractéristiques différentes des deux groupes, notamment par des facteurs de capital humain et des conditions du marché du travail. Pour ce faire, ils utilisent deux bases de données : une provenant de « Statistics Finland » qui permet d'avoir les informations concernant la langue maternelle, l'âge, l'éducation, etc. et ce, pour l'année 1990, 1995 et 1998. Le choix de ces années est utile puisqu'il permet de voir les effets des cycles économiques. En effet, en 1990, le pays était à la fin d'un boom économique, suivi de la fin d'une récession en 1995 et d'un nouveau boom en 1998. La deuxième base de données regroupe tous les individus qui ont été enregistrés dans une certaine période en 1996 comme chômeurs au « Employment Service » d'une ville particulière. Pour contrôler les différences des caractéristiques, ils utilisent un modèle logit binaire qui permet de déterminer le ratio de la probabilité d'avoir un statut spécifique du marché du travail sur la probabilité de ne pas avoir ce statut. Ils trouvent que la participation au marché du travail des personnes parlant suédois n'est pas économiquement différente de celle des personnes parlant finnois. Par contre, les chances d'être chômeurs sont diminuées de 30% pour les individus qui parlent suédois et ce, en contrôlant pour les différentes caractéristiques. Ainsi,

⁵ La majorité des individus qui parlent le gallois parlent aussi anglais.

il semble y avoir une part de la différence des taux de chômage qui ne peut pas être expliquée par les caractéristiques des deux groupes linguistiques.

Finalement, la Suisse et sa variété de langues parlées offre un cas intéressant international à étudier. Cattaneo et Winkelmann (2005) cherchent à trouver les écarts des revenus entre la population qui parle allemand et celle qui parle français, mais spécifiquement entre les natifs d'une région et les non natifs afin de voir si le marché du travail est parfaitement intégré. Le « Swiss Household Panel » est le seul sondage suisse, qui contient toutes les informations nécessaires, que les chercheurs peuvent utiliser. Les autres à leur portée ne contiennent pas, soit la langue, soit les revenus. Ils utilisent le sondage de 1999 et 2000 en combinaison avec le recensement de 1990. Une personne native de la région est celle qui parle la même langue que la langue principale de la région. Sans corriger pour l'endogénéité de la variable « non-native », ils trouvent que les gens qui vivent dans les régions allemandes gagnent 6% de plus que ceux vivant dans des régions françaises. En corrigeant pour le problème d'endogénéité, et ce, avec plusieurs méthodes, toutes indiquent qu'il n'y a pas de différence entre les revenus des personnes natives et non natives des régions.

3 Données

Les données utilisées proviennent des données confidentielles des recensements (long questionnaire) de 1981, 1991, 2001 et de l'Enquête nationale auprès des ménages (ENM) de 2011 (continuité du recensement).⁶

Étant donné mon sujet, ces sources de données possèdent plusieurs avantages. Tout d'abord, ce sont de rares enquêtes qui incluent la région métropolitaine de résidence actuelle. Comme je cherche à étudier l'effet de la langue sur l'emploi dans la région de la capitale nationale, j'ai besoin de données qui incluent cette variable. De plus, je fais mon étude sur une petite région du Canada, j'ai donc besoin de données à grande échelle pour qu'une fois mes restrictions imposées, mon échantillon reste assez important. Finalement,

⁶ À la base, je voulais aussi utiliser le recensement de 1971, mais certaines variables essentielles n'étaient pas là et certaines questions étaient posées différemment avec des réponses différentes et donc, je ne pouvais regrouper les données ensemble.

cette enquête inclut beaucoup de variables socio-économiques qui peuvent s'avérer utiles pour mon modèle économétrique.

3.1 Le recensement

Les recensements (avec données confidentielles) sont des enquêtes transversales par échantillon menées tous les cinq ans auprès de 20% de la population canadienne. Ils fournissent des informations sur les caractéristiques sociales, économiques et démographiques de la population canadienne. La population ciblée consiste en tous les citoyens canadiens, les immigrants et les résidents non permanents (et leur famille vivant avec eux) vivant dans un logement privé.

L'utilisation des données confidentielles des recensements s'explique par le fait que, comme ce questionnaire est envoyé à une résidence privée sur cinq au Canada, cela me permet d'obtenir un échantillon assez large. En effet, ma question de recherche nécessite un plus grand échantillon. Étant donné que je me concentre sur la région de Gatineau/Ottawa, l'échantillon deviendrait trop petit lorsque j'appliquerais la restriction de la région sur les fichiers de microdonnées à grande diffusion. De plus, non seulement, j'utilise les données par région, mais lorsque vient le temps de choisir ma population d'intérêt parmi cette région, l'échantillon est encore plus réduit. Par contre, les données confidentielles du recensement me permettent d'avoir un échantillon suffisamment grand, soit une taille de près de huit fois plus grande.⁷

Une autre raison pouvant expliquer la nécessité des données confidentielles est l'utilisation de certaines variables propres aux données confidentielles. Parmi celles-ci est inclus l'âge qui est directement donné, en comparaison aux fichiers publics dans lesquels on retrouve plutôt des catégories d'âge.

⁷ Une étude antérieure (pour un cours) avec les données accessibles au public n'avait pas obtenu de résultats concluants, et ceci était peut-être dû justement à la faible taille de l'échantillon. Ainsi, utiliser les données confidentielles permettrait de voir si la taille de l'échantillon avait un réel impact sur les résultats.

3.2 L'enquête nationale auprès des ménages

L'ENM est une enquête transversale qui à la base, devait être menée tous les cinq ans.⁸ Cette enquête à réponse volontaire est venue remplacer le formulaire du recensement obligatoire de 2005 et le questionnaire détaillé a été envoyé à près du tiers de la population canadienne. Or, tout comme le recensement, ce sondage fournit aussi des informations sur les caractéristiques sociodémographiques et économiques des ménages, comme l'éducation, le statut matrimonial, la langue, le revenu, l'âge, l'immigration, etc. Il est effectué auprès des ménages, mais la majorité des questions sont posées à chacun des individus du ménage. La population cible de l'ENM consiste en toute la population qui habite habituellement au Canada. Ainsi, les résidents étrangers temporaires sont exclus, de même que les personnes qui vivent dans des logements collectifs institutionnels et non institutionnels.

L'utilisation des données confidentielles de l'ENM s'explique par les mêmes raisons que celles des recensements, soit pour obtenir un échantillon suffisamment large lorsque je sélectionne les individus de la région de la capitale nationale seulement et lorsque je restreins à ma population d'intérêt, et pour avoir accès à certaines variables propres aux données confidentielles.

3.3 Restrictions

Mes restrictions consistent à n'inclure que les individus dans la région de la capitale nationale âgés entre 25 et 64 ans, qui parlent français, anglais ou les deux et faisant partie d'une famille de recensement.⁹ La première restriction sur la région sélectionnée est simplement due au sujet de ma recherche. Quant à l'âge, je veux enlever les étudiants et

⁸ Cette enquête n'est plus active suite au retour du long questionnaire obligatoire du recensement en 2016.

⁹ La restriction sur la famille de recensement est nécessaire puisqu'une question sur les enfants est posée seulement aux individus faisant partie d'une famille de recensement. Il y a donc plusieurs observations manquantes à cette question, mais comme elle est nécessaire pour le modèle (pour les femmes), j'ai dû ajouter cette restriction.

les retraités possibles qui auraient le statut d'inactif sur la variable de la situation d'activité. Finalement, même si la variable sur les langues officielles inclut une catégorie pour les individus qui ne parlent ni français, ni anglais, je cherche à déterminer les probabilités d'avoir un emploi pour les francophones unilingues ou les individus bilingues, en comparaison avec les anglophones unilingues.

3.4 Statistiques descriptives

Les tableaux 1 et 2 présentent les moyennes pondérées des hommes et des femmes respectivement. Tout d'abord, il n'est pas surprenant de constater que pour toutes les années, les hommes ont un taux d'emploi supérieur à celui des femmes. Par exemple, en 2011, 83,2% des hommes ont un emploi, alors que ce taux est de 74,8% pour les femmes. Or, le taux d'emploi des femmes a augmenté au fil du temps puisqu'il était de 60,4% en 1981. Par contre, le taux d'emploi des hommes semble être resté constant, variant entre 87,4% (1981) et 83,2% (2011).

En ce qui a trait à la langue, les hommes bilingues ont représenté tout près de 50% de l'échantillon tout au fil du temps, alors que le bilinguisme chez les femmes a augmenté, passant de 41,8% en 1981 à 49,2% en 2011. Les personnes qui parlent anglais seulement représentent une importante part de l'échantillon, soit 47% chez les hommes (pour toutes les années). Pour les femmes, ce taux diminue, passant de 50,2% en 1981 à 44,5% en 2011. Il s'en suit alors que les individus qui parlent français seulement constituent une très faible proportion, soit environ 6% chez les femmes et 4% chez les hommes.

Pour les autres variables explicatives, je remarque que tous améliorent leur niveau d'éducation puisque le ratio d'individus qui n'ont pas de diplôme chute de manière importante. Par exemple, en 1981, la proportion des hommes qui n'avaient pas de diplôme était de 31,2% et de 36,9% pour les femmes alors que cette proportion diminue à 8,4% pour les hommes et à 6,9% pour les femmes en 2011. De plus, tous les diplômes obtenus au-delà du secondaire voient leur ratio augmenter avec le temps et ce, pour tous les groupes individus.

L'âge moyen augmente à partir de 2001 pour atteindre 42 ans chez les femmes et 44 ans en 2011 et les hommes suivent la même tendance à partir de 2001 lorsque l'âge moyen devient 43 ans et 45 ans en 2011 pour ces derniers.

Autant pour les hommes que pour les femmes, la proportion des individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne augmente avec le temps, mais reste très faible, soit autour de 5%. Les gens sont très majoritairement mariés ou en union libre et la proportion des femmes qui ont des enfants de 5 ans tourne autour de 20%.¹⁰

4 Modèle économétrique

Le modèle économétrique prend la forme suivante :

$$\begin{aligned}
 \text{Prob}(\text{emploi}_i = 1|\bullet) &= \beta_0 + \beta_1 \text{français}_i + \beta_2 \text{bilingue}_i + \beta_3 \text{année}_{1991t} \times \text{français}_i \\
 &+ \beta_4 \text{année}_{2001t} \times \text{français}_i + \beta_5 \text{année}_{2011t} \times \text{français}_i \\
 &+ \beta_6 \text{année}_{1991t} \times \text{bilingue}_i + \beta_7 \text{année}_{2001t} \times \text{bilingue}_i \\
 &+ \beta_8 \text{année}_{2011t} \times \text{bilingue}_i + X_i \gamma + \tau_t + \varepsilon_i \quad (1)
 \end{aligned}$$

où emploi_i est une variable binaire qui prend la valeur de 1 si l'individu a un emploi et 0 sinon.¹¹ Français_i est une variable binaire qui prend la valeur de 1 lorsque l'individu peut soutenir une conversation en français seulement et 0 sinon. Bilingue_i est une variable binaire qui prend la valeur de 1 lorsque l'individu peut soutenir une conversation en anglais et en français, et 0 sinon. Année_{1991t} est une variable binaire qui prend la valeur de 1 lorsque l'année observée est 1991 et 0 sinon. Année_{2001t} est une variable binaire qui prend la valeur de 1 lorsque l'année observée est 2001 et 0 sinon, et année_{2011t} est une variable binaire qui

¹⁰ Il n'a pas été possible de faire une distinction entre marié ou en union libre puisque les questions d'un recensement à un autre n'avaient pas toujours ces deux options.

¹¹ Le statut sur le marché du travail est basé sur les concepts de 1971 afin de permettre une comparaison entre les années. De plus, j'ai considéré la catégorie de « unpaid family worker » comme étant sans emploi pour l'instant alors qu'ils sont considérés comme « employés » dans la définition de Statistique Canada. Une estimation sera faite dans la section de la vérification de la robustesse en les considérant comme « employés ».

prendre la valeur de 1 lorsque l'année observée est 2011 et 0 sinon. Finalement, X_i représente un vecteur de variables de contrôle et τ_t représentent les effets fixes des années de recensement.

L'équation 1 est estimée séparément pour les hommes et pour les femmes et ce, en ajoutant de façon séquentielle les variables de contrôle. Tout d'abord, le modèle est estimé sans variables de contrôle. Ensuite, le modèle est estimé en ajoutant des variables binaires de contrôle d'éducation (représentant des niveaux d'éducation atteint) et d'âge (utilisé comme proxy pour l'expérience). Finalement, le modèle est estimé en ajoutant d'autres variables de contrôle qui peuvent influencer la probabilité d'avoir un emploi, mais qui ne se retrouvent pas dans une équation standard de capital humain : une variable binaire pour le statut d'immigrant, des variables binaires pour les différents états matrimoniaux et une variable binaire indiquant la présence de jeunes enfants (moins de 6 ans) qui prend la valeur de 1 si l'individu a un ou des enfants âgés de moins de 6 ans et 0 sinon.¹²

5 Résultats

Les colonnes (1), (2) et (3) des tableaux 3 et 4 montrent les résultats des régressions pondérées de l'influence de la langue sur la probabilité d'avoir un emploi, pour les hommes et les femmes respectivement, en ajoutant progressivement des variables de contrôle.

En comparant les trois spécifications pour les hommes, les coefficients estimés ont le même signe et la grandeur de ceux-ci semblent varier légèrement plus entre la spécification (1) et la (2), qu'entre la première et la troisième spécification. Cette tendance de variabilité entre la première et la deuxième spécification peut être expliquée par le fait qu'il y a des variables indépendantes critiques à ajouter dans le modèle. En effet, la première spécification n'inclut que les effets de la langue et des années sur la probabilité d'avoir un emploi, mais il est évident que la scolarité et l'âge (expérience) doivent vite entrer en jeu. Une fois ces

¹² La variable d'enfants est appliquée seulement pour les femmes. En effet, les quelques changements de question d'une année à l'autre des recensements ne permettent pas de toujours inclure cette variable puisqu'en 1981 par exemple, la question sur les enfants n'est posée qu'aux femmes. Ainsi, je ne pourrais pas avoir cette variable pour les hommes puisqu'il manquerait une année. C'est d'ailleurs pour cette raison que l'équation (1) est estimée séparément pour les femmes et les hommes.

variables ajoutées, il y a peu de différence entre la deuxième et la troisième spécification et c'est la troisième spécification qui m'intéresse puisqu'elle inclut le plus grand nombre de variables indépendantes pouvant avoir un effet sur la probabilité d'avoir un emploi.

Par exemple, dans la première spécification, un homme qui parle français seulement a une probabilité d'avoir un emploi de 18,8 points de pourcentage plus faible qu'un anglophone unilingue de 1981, alors qu'elle est de -14,5 points dans la deuxième et de -14,8 points dans la troisième.

Du côté des femmes, de façon générale, je constate le même scénario, c'est-à-dire qu'il y a plus de variabilité dans les coefficients estimés entre la première et la deuxième spécification, qu'entre la deuxième et la troisième. De plus, les coefficients estimés ont tous les mêmes signes dans les trois spécifications, sauf celui de la variable bilingue qui devient négatif dans la troisième spécification, mais non statistiquement significatif.

En ce qui a trait à la valeur des paramètres estimés, pour les hommes, tous les coefficients estimés sont statistiquement significatifs dans la troisième spécification du modèle. Plus particulièrement, pour les francophones unilingues de 1981, il n'est pas surprenant de constater un désavantage par rapport à l'anglophone unilingue de 1981 de l'ordre de 14,8 points de pourcentage. Or, il est plutôt surprenant de constater que les hommes bilingues de 1981 ont un désavantage par rapport aux anglophones unilingues de 1981. Même s'il est petit, soit 3,7 points de pourcentage, il est statistiquement significatif. Ainsi, il ne semblait pas économiquement avantageux pour les hommes d'être bilingues en 1981. Je peux comparer ces coefficients estimés avec les taux d'emploi moyen pour chaque année pour trouver les écarts relatifs. Par exemple, la différence de 14,8 points de pourcentage pour le francophone unilingue de 1981 représente environ 17% du taux d'emploi de 1981 et cette différence reste stable au fil du temps puisque le taux d'emploi des hommes ne varie pas beaucoup. Pour la différence de 3,7 points de pourcentage des hommes bilingues de 1981, cela représente environ 4% du taux d'emploi de 1981 et encore une fois, cette différence reste constante pour la même raison.

Un autre aspect intéressant pour les hommes est l'effet fixe de chaque année. Les coefficients estimés de ceux-ci sont négatifs et augmentent d'année en année. Par exemple, en 1991, un homme était désavantagé de 5,2 points de pourcentage sur le marché du travail

par rapport à un anglophone unilingue de 1981 alors que ce désavantage est de l'ordre de 8 points en 2011. Cela pourrait s'expliquer par les changements dans la société qui ont fait changer la perception des hommes et du travail, faisant en sorte que ceux-ci n'étaient plus perçus comme le gagne-pain de la famille, ou encore, par la simple conjoncture économique. Or, comme on le verra un peu plus loin, les effets fixes des femmes sont positifs, et donc, l'explication du changement dans la société semble plus plausible.

En examinant les termes d'interaction, je constate que les hommes francophones unilingues ont amélioré leur probabilité d'avoir un emploi au fil du temps, en comparaison avec les anglophones unilingues de 1981. En effet, un homme francophone unilingue en 1991 voyait sa probabilité d'avoir un emploi augmenter de 4,9 points de pourcentage de plus, comparativement à un homme anglophone unilingue en 1981. Ce nombre est passé à 9,3 pour 2001 et 11,4 pour 2011. Cette tendance est la même pour les hommes bilingues, à l'exception de 2011 où la probabilité a légèrement baissé entre 2001 et 2011, soit de 5 points à 3,5 points de pourcentage. Cependant, les coefficients estimés sont plus élevés dans les termes d'interaction qui contiennent la variable « français ». Comme la comparaison est toujours l'homme anglophone unilingue de 1981, il semblerait que les francophones unilingues voient leur probabilité d'avoir un emploi supérieure au fil du temps, comparativement aux hommes bilingues. Par exemple, un homme qui ne parlait que français en 1991 avait 4,9 points de pourcentage de plus qu'un homme anglophone unilingue en 1981, alors qu'un homme bilingue de 1991 avait 1,9 points de pourcentage de plus que la même référence. Il semblerait donc que la situation des francophones se soit davantage améliorée que celle des bilingues, les deux toujours en comparaison avec les anglophones. Cela est peut-être dû au fait qu'il y avait un plus grand écart sur le marché du travail entre français et anglais, qu'entre bilingue et anglais, de sorte que les français unilingues pouvaient « s'améliorer » davantage, surtout que la même tendance est observée chez les femmes.

Pour les femmes, les coefficients estimés sont tous statistiquement significatifs, sauf pour la variable bilingue. Ainsi, une femme bilingue en 1981 n'aurait pas d'avantage sur le marché du travail en comparaison avec une femme anglophone unilingue de 1981. Par contre, tout comme les hommes, les femmes qui ne parlent que français en 1981 sont

désavantagées sur le marché du travail puisqu'elles ont une probabilité d'avoir un emploi réduite de 16,3 points de pourcentage comparativement aux femmes anglophones unilingues de 1981. Ce coefficient estimé est légèrement supérieur à celui des hommes (-14,8). Tout comme pour les hommes, je peux comparer ces coefficients estimés aux taux d'emploi. Par exemple, l'écart de 0,3 points de pourcentage des femmes bilingues de 1981, même s'il n'est pas statistiquement significatif, représente environ 0,4% des taux d'emploi entre 1981 et 2011. Pour les femmes francophones unilingues de 1981, l'écart de 16,3 points de pourcentage représente près de 27% du taux d'emploi de 1981, et cette différence diminue au fil du temps vu la proportion grandissante des femmes qui travaillent, jusqu'à représenter près de 22% du taux d'emploi en 2011.

Contrairement aux hommes, les effets fixes des années sont positifs. Même si l'effet fixe diminue légèrement entre 1991 et 2001, passant de 4,4 à 3,1 points de pourcentage, il augmente en 2011 à 5,7. À l'opposé des hommes justement, cela signifierait que les femmes au fil des années sont de plus en plus présentes sur le marché du travail en comparaison avec les femmes unilingues de 1981.

De la même façon que les hommes aussi, les coefficients estimés des termes d'interaction entre langue et année augmentent à mesure que l'on s'éloigne de l'année de référence et ils sont plus élevés lorsque la langue parlée est le français seulement.

Un autre aspect plus intéressant à examiner, qui est d'ailleurs ma question principale de recherche, est l'évolution de l'impact de la langue sur la probabilité d'avoir un emploi. Pour ce faire, je vais utiliser les coefficients trouvés pour déterminer les écarts de probabilité d'avoir un emploi entre deux groupes linguistiques (en tenant les autres variables explicatives constantes) et examiner ces écarts pour les différentes périodes étudiées. Je vais regarder l'évolution des écarts entre anglophones unilingues et francophones unilingues, entre individus bilingues et francophones unilingues et entre anglophones unilingues et individus bilingues.

5.1 Écart entre anglophones et francophones

Les écarts de probabilité d'avoir un emploi entre anglophones et francophones sont présentés dans le graphique 1. D'une part, ces écarts, autant pour les hommes que pour les femmes, sont toujours positifs, signifiant donc que les anglophones ont une meilleure probabilité d'avoir un emploi que les francophones. D'autre part, sauf pour 2011, l'écart est toujours plus grand pour les femmes que pour les hommes. Ainsi, il semblerait que les femmes francophones, avant 2011, étaient plus désavantagées sur le marché du travail que les hommes francophones. Finalement, ces écarts diminuent tous avec le temps, autant pour les hommes que pour les femmes, jusqu'à atteindre presque 0 en 2011 pour les femmes. Il semble donc que la situation entre anglophones et francophones se soient améliorée au fil du temps puisque les écarts sont passés de 14,8 points de pourcentage pour les hommes et 16,8 points pour les femmes en 1981 à 3,4 points pour les hommes et 0,9 points pour les femmes en 2011. D'ailleurs, cet écart de 0,9 points pour les femmes n'est pas statistiquement significatif et dès lors, il n'y aurait pas de désavantage sur l'obtention d'un emploi entre les femmes francophones et anglophones en 2011. Il est à noter aussi que tous les autres écarts sont statistiquement significatifs.

5.2 Écart entre bilingues et francophones

Les résultats pour les écarts de probabilité d'avoir un emploi entre bilingues et francophones sont présentés dans le graphique 2 et les mêmes tendances sont remarquées. En effet, ces écarts, toujours positifs et statistiquement significatifs, suggèrent que les individus bilingues ont un avantage sur le marché du travail en comparaison avec les francophones. De plus, pour toutes les années étudiées, les femmes ont un écart de probabilité supérieur aux hommes. Aussi, les écarts pour les hommes et les femmes diminuent tous avec le temps. Par exemple, les hommes bilingues en 1981 ont un écart de 11,1 points de pourcentage avec les hommes francophones de la même période, mais cet écart devient 3,2 en 2011. Pour les femmes, les bilingues ont un avantage sur les francophones de 16 points de pourcentage en 1981, mais celui-ci chute à 6 points en 2011. Ainsi, alors que l'écart entre femmes anglophones et femmes francophones étaient presque nul en 2011, il reste présent lorsqu'on compare plutôt les femmes francophones avec les

femmes bilingues. De la même façon, pour chaque année, les écarts pour les femmes francophones sont toujours supérieurs (et égal pour 1981) lorsqu'elles sont comparées aux femmes bilingues plutôt qu'anglophones. Pour les hommes, le contraire est observé : sauf pour 2001, les écarts sont toujours inférieurs lorsqu'on compare les hommes francophones avec les hommes bilingues, plutôt qu'avec les hommes anglophones.

Ainsi, de manière générale, l'écart pour les femmes est plus grand entre francophones et bilingues, alors que pour les hommes, l'écart est plus grand entre francophones et anglophones.

5.3 Écart entre anglophones et bilingues

Les résultats pour les écarts de probabilité d'avoir un emploi entre anglophones et bilingues sont présentés dans le graphique 3, et les tendances observées sont plutôt différentes des derniers graphiques. En effet, les écarts sont positifs trois fois sur quatre pour les hommes (l'écart est négatif en 2001). Étonnamment, cela indiquerait que les hommes anglophones unilingues ont un avantage par rapport à leurs homologues bilingues. Par contre, cet avantage est faible puisque les écarts sont petits : 3,7 en 1981, 1,8 en 1991, -1,3 en 2001 et 0,2 en 2011, et ce dernier écart n'est pas statistiquement significatif. Dès lors, que les hommes soient bilingues ou anglophones unilingues ne semblent pas réellement avoir d'impact sur la probabilité d'avoir un emploi.

Pour les femmes, l'inverse est observé : d'une part parce que les écarts sont négatifs, indiquant alors que les femmes bilingues ont un avantage par rapport aux femmes unilingues anglophones et d'autre part, parce que ces écarts sont un peu plus élevés (-1,7, -5,4 et -5,1 en 1991, 2001 et 2011 respectivement). Or, en 1981, l'écart pour les femmes est de 0,3, mais il n'est pas statistiquement significatif et dès lors, en 1981, il n'y aurait pas de différence entre les femmes anglophones et bilingues.

Ainsi, il semblerait que le fait d'être bilingues au lieu d'être anglophones unilingues soit plus avantageux pour les femmes que pour les hommes. Les hommes, surtout dans les années les plus récentes, n'ont pas d'avantage économiquement significatif à être bilingues. De plus, alors que les écarts entre anglophones unilingues et bilingues sont assez faibles (tel que vus précédemment), les écarts entre francophones unilingues et bilingues sont plus

importants (voir sous-section précédente). Dès lors, un individu qui ne parle qu'anglais ne sera pas vraiment désavantagé sur le marché du travail en comparaison avec un individu qui parle les deux langues officielles, mais celui qui ne parle que français sera plus désavantagé, surtout les femmes. Il est à noter aussi que, sauf indication contraire, ces écarts sont statistiquement significatifs.

6 Vérification de la robustesse

Les résultats précédents étaient obtenus à partir d'un échantillon et de variables spécifiques. Or, dans cette section, il s'agit de vérifier si mes résultats sont robustes en modifiant l'échantillon ou les variables utilisées dans mes régressions. Plus précisément, j'enlèverai les travailleurs familiaux non rémunérés, les individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne, je changerai la variable d'âge pour une variable qui mesure l'expérience et je ferai des régressions distinctes pour les individus qui ont le français comme langue maternelle et pour ceux qui ont plutôt l'anglais comme langue maternelle.¹³

6.1 Travailleurs familiaux non rémunérés

La première vérification consiste à retirer les travailleurs familiaux non rémunérés. La raison pour ceci vient du fait que selon les concepts de 1971, les travailleurs familiaux non rémunérés sont considérés par Statistique Canada comme « employés ». Cependant, dans mon cas, je les ai plutôt considérés comme « sans emploi » étant donné le caractère familial derrière ce statut et donc, la non-pertinence de la langue. En retirant ces travailleurs de mon échantillon, j'obtiens les résultats présentés dans la colonne 1 du tableau 5 pour les hommes et du tableau 6 pour les femmes.

¹³ Une autre vérification consistait à retirer les individus qui n'étaient pas dans la région il y a 5 ans afin de ne pas inclure ceux qui étaient venus s'installer à Gatineau-Ottawa pour un emploi seulement. Or, les concepts de la variable qui mesure ceci semblent avoir changé au fil du temps, surtout en 1981. Après consultations, il semblerait que pour 1981, beaucoup d'individus (la très grande majorité) répondaient qu'ils n'étaient pas dans une région métropolitaine de recensement il y a 5 ans (en 1976) et ce, parce qu'à cette période, les définitions des zones étaient différentes, c'est-à-dire que certaines municipalités étaient trop petites en nombre pour être incluses dans une région métropolitaine de recensement particulière.

Pour les hommes et les femmes, les coefficients estimés sont presque tous identiques et dès lors, les résultats ne changent pas lorsque les travailleurs familiaux non rémunérés sont retirés de l'échantillon.

6.2 Citoyens canadiens

La deuxième vérification consiste à retirer tous les individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne. En effet, comme c'est la région d'Ottawa-Gatineau qui est étudiée et qu'on retrouve alors beaucoup d'emplois dans la fonction publique fédérale, la citoyenneté canadienne peut venir jouer un rôle dans l'obtention d'un emploi puisque la fonction publique accorde normalement la priorité aux citoyens canadiens. De plus, ceux qui n'ont pas la citoyenneté canadienne ont probablement moins de chance d'avoir un emploi puisqu'ils viennent d'ailleurs dans le monde et que leurs compétences peuvent ne pas être reconnues. Les résultats de cette restriction supplémentaire sont présentés dans la colonne 2 du tableau 5 pour les hommes et du tableau 6 pour les femmes. Il ne semble pas y avoir de différence importante dans les coefficients estimés pour les hommes, puisqu'ils ne varient que de demi-points de pourcentage. Il y a un peu plus de variabilité dans les coefficients estimés des femmes, mais ceux-ci ne changent pas plus d'un point de pourcentage de manière générale. Ainsi, les résultats restent relativement robustes lorsque les citoyens non canadiens sont retirés de l'échantillon.

6.3 Expérience

La troisième vérification consiste à utiliser une variable qui mesure l'expérience, plutôt que celle qui mesure l'âge. Dans la régression principale, l'âge, qui peut être obtenu directement à partir des données, servait de proxy pour l'expérience. Ici, il s'agit de construire une mesure d'expérience qui se retrouve très souvent dans les équations standards de capital humain. Cette mesure est obtenue en prenant l'âge de l'individu, moins ses années d'éducation, moins 5 (âge où l'individu aurait commencé l'école). Il est à noter cependant que le nombre d'années d'éducation n'est pas toujours fourni dans les données. Il l'était pour 1991 et 2001, mais pas pour 1981 et 2011. Ainsi, une approximation a été faite selon le type de diplôme obtenu, la province dans laquelle résidait l'individu (Ontario

ou Québec) et la relation observée entre diplôme et années d'études pour les données qui incluaient déjà cette mesure. Par exemple, un individu qui avait un diplôme d'études secondaires et qui habitait au Québec obtenait 11 comme nombre d'années d'études (6 ans au primaire et 5 ans au secondaire). Avec ce genre de mesure, il faut cependant mettre d'avant le problème d'endogénéité. En effet, faire de telles estimations apportent des erreurs de mesure, qui peuvent par la suite mener au problème d'endogénéité et donc, des coefficients estimés biaisés. De plus, la relation entre années d'études et plus haut niveau d'éducation atteint n'est pas toujours la même. Par exemple, un individu peut n'avoir qu'un diplôme d'études secondaires, mais avoir étudié pendant plusieurs autres années (sans obtenir d'autre diplôme). Or, avec les données qui me sont fournies, je ne peux faire autrement que d'estimer moi-même les années d'études. Les résultats en utilisant cette nouvelle variable d'expérience sont présentés dans la colonne 3 du tableau 5 pour les hommes et du tableau 6 pour les femmes. De façon générale, il n'y a pas d'importante différence dans l'estimation des coefficients en utilisant cette variable. En effet, les coefficients estimés pour les hommes et les femmes ne varient pas plus d'un point de pourcentage.¹⁴ Ainsi, les résultats sont robustes à l'utilisation de la variable d'expérience plutôt que celle de l'âge.

6.4 Langue maternelle

Finalement, la dernière vérification consiste à distinguer les individus dont la langue maternelle est le français, de ceux qui ont l'anglais comme langue maternelle. La raison vient du fait qu'il peut être plus avantageux pour un groupe linguistique particulier d'être bilingue. Les résultats sont présentés dans les colonnes 4 (langue maternelle est le français) et 5 (langue maternelle est l'anglais) du tableau 5 pour les hommes et du tableau 6 pour les femmes.

Pour les individus dont la langue maternelle est le français, le fait d'être bilingue en 1981 leur apporte beaucoup : ils ont une probabilité d'avoir un emploi qui est augmentée de 10,2 points de pourcentage pour les hommes et de 14,6 points pour les femmes. Or, avec le

¹⁴ La variation est d'environ 2 points de pourcentage pour les termes d'interaction entre année et français, mais celle-ci reste tout de même petite.

temps, cet avantage semble disparaître. Par exemple, pour les hommes bilingues de 1991, leur probabilité par rapport à 1981 est de 3,8 points plus petite et de 8,8 points plus petite en 2011. La même tendance est observée chez les femmes, à la différence qu'en 1991, il n'y a pas de différence statistiquement significative d'être bilingue par rapport à 1981. Or, tout comme les hommes, les femmes bilingues en 2001 et en 2011 ont aussi un désavantage par rapport aux femmes unilingues de 1981, et ce, de l'ordre de 6 et de 10,1 points de pourcentage respectivement.

Pour les individus dont la langue maternelle est l'anglais, je remarque tout de suite la différence du bilinguisme pour 1981. Pour les hommes bilingues, ceux-ci sont désavantagés de 2,3 points de pourcentage alors que pour les femmes, celles-ci ont un léger avantage de 2,1 points de pourcentage. Même si l'un est négatif et l'autre positif, la valeur absolue des coefficients estimés reste très faible et ainsi, contrairement aux individus avec le français comme langue maternelle, ceux qui ont plutôt l'anglais comme langue maternelle ne voient pas d'impacts importants à être bilingues en 1981.

De plus, contrairement aux individus qui ont le français comme langue maternelle, au fil du temps, les individus qui ont l'anglais comme langue maternelle et qui sont bilingues développent un avantage sur le marché du travail. Pour les femmes, celui-ci est cependant non statistiquement significatif, sauf pour 2001 où les femmes bilingues ont une probabilité de 2,6 points de pourcentage plus élevée comparativement aux femmes unilingues de 1981. Pour les hommes, l'avantage est statistiquement significatif et ce, pour 1991, 2001 et 2011 et de l'ordre de 1,8, 4,3 et 2,7 points de pourcentage respectivement.

Ainsi, la langue maternelle semble apporter des effets différents sur le bilinguisme des individus. Pour ceux dont la langue maternelle est le français, le bilinguisme leur bénéficie beaucoup en 1981. Or, dans les années subséquentes, autant les hommes et les femmes sont pénalisés sur le marché du travail en comparaison avec leurs homologues unilingues de 1981. Pour ceux dont l'anglais est la langue maternelle, l'avantage du bilinguisme en 1981 est très faible, mais contrairement aux autres, il s'améliore au fil du temps.

7 Conclusion

En conclusion, le but de mon mémoire était d'examiner l'évolution de l'impact de la langue sur la probabilité d'avoir un emploi dans la région de Gatineau-Ottawa entre 1981 et 2011. Plus précisément, le modèle économétrique utilisé permettait de trouver l'évolution des écarts de probabilités d'avoir un emploi entre francophones et anglophones, francophones et bilingues et anglophones et bilingues. Les résultats indiquent que les écarts de probabilité entre francophones et anglophones sont devenus nuls en 2011 (pour les femmes du moins avec un écart de 0,9 points de pourcentage, mais non statistiquement significatif), après avoir diminué progressivement depuis 1981. En effet, en 1981, les femmes anglophones voyaient leur probabilité d'avoir un emploi de 16,3 points de pourcentage supérieur aux femmes francophones. Il était de 14,8 points pour les hommes. En ce qui a trait à l'évolution des écarts entre francophones et bilingues, ceux-ci projettent la même tendance que le dernier cas, puisqu'ils diminuent tous avec le temps. Or, en 2011, l'écart pour les femmes bilingues reste de 6 points de pourcentage plus élevé que pour les francophones, tandis que pour les hommes, il est de 3,2 points. Finalement, les écarts absolus entre anglophones et bilingues augmentent pour les femmes, alors qu'ils diminuent pour hommes. Par contre, ceux-ci restent très faibles, suggérant qu'il n'y a pas d'avantage important pour les anglophones unilingues d'être bilingues, surtout pour les hommes.

Pour conclure, j'ai trouvé que mes résultats étaient robustes de façon générale, mais qu'il semble y avoir un effet différent pour le bilinguisme selon la langue maternelle de l'individu.

Une composante qui serait intéressante à ajouter pour une future recherche serait le type d'occupation. En effet, selon le type de travail d'un individu, la langue pourrait ne pas avoir le même effet. Or, avec les données à ma disposition, les définitions et concepts de ces types d'emploi variaient d'une année à une autre (car les concepts étaient basés sur des années différentes).

Références

Afful, Efua Amoonua (2013) « Heterogeneity in the importance of English-speaking ability in determination of employment status by demographic subgroups in the United States » *Munich Personal Repec Archive*, paper #58767, 1-30.

Albouy, David (2008) « The wage gap between Francophones and Anglophones : a Canadian perspective, 1970-2000 » *Canadian Journal of Economics* 41 (4), 1211-1238.

Baker, Michael et Gillian Hamilton (2000) « Écarts salariaux entre francophones et anglophones à Montréal au 19^e siècle » *L'Actualité Économique* 76 (1), 75-111.

Beaudin, Maurice, Nicolas Béland et Éric Forgues (2006) « L'évolution des disparités de revenu entre les francophones et les anglophones du Nouveau-Brunswick de 1970 à 2000 » *Institut canadien de recherche sur les minorités linguistiques*, 1-34.

Béland, Nicolas (2004) « La persistante disparition de l'écart : l'évolution des revenus salariaux des hommes selon deux appartenances ethnolinguistiques et le bilinguisme dans la région métropolitaine de recensement de Montréal de 1970 à 1995 » *Conseil supérieur de la langue française*, 1-41.

Bloom, David E. et Gilles Grenier (1991) « The earnings of linguistics minorities : French in Canada and Spanish in the United States » *National Bureau of Economic Research*, Working paper #3660, 1-54.

Bloom, David E. et Gilles Grenier (1993) « Language, employment and earnings in the United States : Spanish-English differentials from 1970 to 1990 » *National Bureau of Economic Research*, Working paper #4584, 1-24.

Cattaneo, Alejandra et Rainer Winkelmann (2005) « Earnings differentials between German and French speakers in Switzerland » *Swiss Journal of Economics and Statistics* 141 (2), 191-212.

Christofides, Louis N. et Robert Swidinsky (2006) « Language in the public service » *Industrial Relations* 45 (3), 326-347.

Christofides, Louis N. et Robert Swidinsky (2010) « The economic returns to the knowledge and use of a second official language : English in Quebec and French in the rest of Canada » *Canadian Public Policy* 36 (2), 137-158.

Di Paolo, Antonio et Josep Lluís Raymond (2012) « Language knowledge and earnings in Catalonia » *Journal of Applied Economics* 15 (1), 89-118.

Drinwater, Stephen J. et Nigel C. O'Leary (1997) « Unemployment in Wales : Does language matter? » *Regional Studies* 31 (6), 583-591.

Grenier, Gilles (2001) « Immigration, langues et performance économique : le Québec et l'Ontario entre 1970 et 1995 » *L'Actualité Économique* 77 (3), 305-338.

Grenier, Gilles (1988) « Participation au marché du travail, revenus et langues au Québec : le cas des femmes mariées » *L'Actualité Économique* 64 (1), 5-22.

Grenier, Gilles (1997) « Linguistic and economic characteristics of Francophone minorities in Canada : a comparison of Ontario and New Brunswick » *Journal of Multilingual and Multicultural Development* 18 (4), 285-301.

Grenier, Gilles et Guy Lacroix (1986) « Les revenus et la langue : le cas de la capitale nationale » *L'Actualité Économique* 62 (3), 365-384.

Lavoie, Marc et Maurice Saint-Germain (1991) « Disparités linguistiques de revenu au Canada selon la langue parlée à la maison » *L'Actualité Économique* 67 (3), 356-380.

MacKinnon, Mary (2000) « Unilingues ou bilingues? Les Montréalais sur le marché du travail en 1901 » *L'Actualité Économique* 76 (1), 137-158.

McManus, Walter, William Gould et Finis Welch (1983) « Earnings of Hispanic men : the role of English language proficiency » *Journal of Labor Economics* 1 (2), 101-130.

Nadeau, Serge (2010) « Another look at the francophone wage gap in Canada : public and private sectors, Quebec and outside Quebec » *Canadian Public Policy* 36 (2), 159-179.

Rendon, Silvio (2007) « The Catalan premium : language and employment in Catalonia » *Journal of Population Economics* 20 (3), 669-686.

Saint-Germain, Maurice (1989) « Les disparités linguistiques de revenu dans la région d'Ottawa-Hull » *Cahiers de géographie du Québec* 33 (89), 217-240.

Saarela, Jan et Fjalar Finnas (2003) « Unemployment and native language : the Finnish case » *Journal of Socio-Economics* 32 (1), 59-80.

Shapiro, Daniel M. et Morton Stelcner (1997) « Language and earnings in Quebec : trends over twenty years, 1970-1990 » *Canadian Public Policy* 13 (2), 115-140.

Tableau 1. Statistiques sommaires : moyennes pour les hommes et écarts-types entre parenthèses

| Variables | Moyennes pondérées | | | |
|------------------------------------|--------------------|---------------|---------------|---------------|
| | 1981 | 1991 | 2001 | 2011 |
| <i>A. Emploi</i> | 0,874 (0,332) | 0,859 (0,348) | 0,850 (0,357) | 0,832 (0,322) |
| <i>B. Langue</i> | | | | |
| Anglais seulement | 0,477 (0,499) | 0,474 (0,499) | 0,477 (0,499) | 0,474 (0,499) |
| Français seulement | 0,042 (0,201) | 0,044 (0,205) | 0,037 (0,189) | 0,039 (0,194) |
| Bilingue | 0,481 (0,500) | 0,482 (0,500) | 0,486 (0,500) | 0,487 (0,500) |
| <i>C. Éducation</i> | | | | |
| Sans diplôme | 0,312 (0,463) | 0,226 (0,418) | 0,157 (0,364) | 0,084 (0,277) |
| Diplôme d'études secondaires | 0,174 (0,380) | 0,210 (0,407) | 0,196 (0,397) | 0,184 (0,387) |
| Certificat ou diplôme d'un collège | 0,255 (0,436) | 0,281 (0,449) | 0,309 (0,462) | 0,344 (0,475) |
| Baccalauréat | 0,134 (0,341) | 0,149 (0,356) | 0,184 (0,387) | 0,216 (0,411) |
| Études supérieures | 0,124 (0,330) | 0,134 (0,341) | 0,154 (0,361) | 0,172 (0,378) |
| <i>D. Âge</i> | 41 (11,147) | 41 (10,552) | 43 (10,261) | 45 (10,830) |
| <i>E. Citoyenneté</i> | | | | |
| Non canadienne | 0,039 (0,195) | 0,049 (0,217) | 0,050 (0,219) | 0,049 (0,217) |
| <i>G. État matrimonial</i> | | | | |
| Jamais marié | 0,139 (0,346) | 0,069 (0,253) | 0,077 (0,266) | 0,082 (0,274) |
| Marié/union libre | 0,783 (0,412) | 0,912 (0,283) | 0,889 (0,314) | 0,883 (0,322) |
| Séparé | 0,038 (0,191) | 0,007 (0,085) | 0,013 (0,113) | 0,013 (0,113) |
| Divorcé | 0,032 (0,175) | 0,010 (0,098) | 0,018 (0,134) | 0,019 (0,135) |
| Veuf | 0,009 (0,094) | 0,002 (0,050) | 0,003 (0,050) | 0,003 (0,058) |
| Observations pondérées | 177 950 | 198 970 | 231 190 | 261 000 |

Notes : L'échantillon a été limité aux hommes de la région d'Ottawa-Gatineau, âgés entre 25 et 64 ans, parlant soit le français, l'anglais ou les deux et faisant partie d'une famille de recensement pour la période de 1981 à 2011. La catégorie « certificat ou diplôme d'un collège » inclut tous les diplômes/certificats supérieurs aux études secondaires, mais inférieurs au baccalauréat. La catégorie « non canadienne » inclut les individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne.

Tableau 2. Statistiques sommaires : moyennes pour les femmes et écarts-types entre parenthèses

| Variables | Moyennes pondérées | | | |
|------------------------------------|--------------------|---------------|---------------|---------------|
| | 1981 | 1991 | 2001 | 2011 |
| <i>A. Emploi</i> | 0,604 (0,489) | 0,695 (0,460) | 0,723 (0,447) | 0,748 (0,434) |
| <i>B. Langue</i> | | | | |
| Anglais seulement | 0,502 (0,500) | 0,478 (0,500) | 0,460 (0,498) | 0,445 (0,497) |
| Français seulement | 0,080 (0,272) | 0,075 (0,264) | 0,061 (0,239) | 0,062 (0,242) |
| Bilingue | 0,418 (0,493) | 0,447 (0,497) | 0,479 (0,500) | 0,492 (0,500) |
| <i>C. Éducation</i> | | | | |
| Sans diplôme | 0,369 (0,483) | 0,241 (0,428) | 0,154 (0,361) | 0,069 (0,253) |
| Diplôme d'études secondaires | 0,228 (0,419) | 0,278 (0,448) | 0,236 (0,425) | 0,201 (0,401) |
| Certificat ou diplôme d'un collège | 0,259 (0,438) | 0,280 (0,449) | 0,317 (0,465) | 0,341 (0,474) |
| Baccalauréat | 0,094 (0,291) | 0,129 (0,335) | 0,185 (0,388) | 0,238 (0,426) |
| Études supérieures | 0,050 (0,219) | 0,072 (0,258) | 0,109 (0,311) | 0,152 (0,359) |
| <i>D. Âge</i> | 41 (11,412) | 41 (10,340) | 42 (10,088) | 44 (10,704) |
| <i>E. Citoyenneté</i> | | | | |
| Non canadienne | 0,048 (0,214) | 0,056 (0,230) | 0,059 (0,235) | 0,057 (0,231) |
| <i>G. État matrimonial</i> | | | | |
| Jamais marié | 0,117 (0,321) | 0,055 (0,228) | 0,069 (0,254) | 0,082 (0,275) |
| Marié/union libre | 0,736 (0,441) | 0,856 (0,351) | 0,836 (0,370) | 0,832 (0,374) |
| Séparé | 0,051 (0,220) | 0,027 (0,163) | 0,035 (0,183) | 0,029 (0,169) |
| Divorcé | 0,049 (0,215) | 0,047 (0,211) | 0,049 (0,215) | 0,047 (0,213) |
| Veuf | 0,047 (0,212) | 0,015 (0,120) | 0,012 (0,108) | 0,009 (0,096) |
| <i>H. Enfants</i> | | | | |
| Enfants de 5 ans et moins | 0,189 (0,392) | 0,235 (0,424) | 0,201 (0,401) | 0,201 (0,401) |
| Observations pondérées | 183 235 | 211 595 | 250 540 | 287 215 |

Notes : L'échantillon a été limité aux femmes de la région d'Ottawa-Gatineau, âgées entre 25 et 64 ans, parlant soit le français, l'anglais ou les deux et faisant partie d'une famille de recensement pour la période de 1981 à 2011. La catégorie « certificat ou diplôme d'un collège » inclut tous les diplômes/certificats supérieurs aux études secondaires, mais inférieurs au baccalauréat. La catégorie « non canadienne » inclut les individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne.

Tableau 3. Résultats des moindres carrés ordinaires pour les hommes

| Variables explicatives | (1) | (2) | (3) |
|------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Français seulement | -0,188*** (0,012) | -0,145*** (0,012) | -0,148*** (0,012) |
| Bilingue (anglais et français) | -0,018*** (0,008) | -0,030*** (0,004) | -0,037*** (0,004) |
| 1991 | -0,025*** (0,004) | -0,043*** (0,004) | -0,052*** (0,004) |
| 2001 | -0,045*** (0,004) | -0,075*** (0,004) | -0,079*** (0,004) |
| 2011 | -0,060*** (0,004) | -0,078*** (0,004) | -0,080*** (0,004) |
| 1991 x français | 0,054*** (0,017) | 0,052*** (0,017) | 0,049*** (0,016) |
| 2001 x français | 0,087*** (0,018) | 0,092*** (0,017) | 0,093*** (0,017) |
| 2011 x français | 0,117*** (0,017) | 0,107*** (0,017) | 0,114*** (0,017) |
| 1991 x bilingue | 0,017*** (0,005) | 0,021*** (0,005) | 0,019*** (0,005) |
| 2001 x bilingue | 0,036*** (0,005) | 0,051*** (0,005) | 0,050*** (0,005) |
| 2011 x bilingue | 0,026*** (0,006) | 0,035*** (0,005) | 0,035*** (0,005) |
| Sans diplôme | - | -0,083*** (0,004) | -0,080*** (0,004) |
| Certificat ou diplôme d'un collège | - | 0,026*** (0,003) | 0,022*** (0,003) |
| Baccalauréat | - | 0,039*** (0,003) | 0,036*** (0,003) |
| Études supérieures | - | 0,052*** (0,003) | 0,052*** (0,003) |
| Âge | - | 0,054*** (0,001) | 0,048*** (0,001) |
| Âge ² | - | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Non Canadien | - | - | -0,120*** (0,006) |
| Jamais marié | - | - | -0,134*** (0,004) |
| Séparé | - | - | -0,045** (0,008) |
| Divorcé | - | - | -0,071*** (0,008) |
| Veuf | - | - | -0,072*** (0,020) |
| Constante | 0,890*** (0,006) | -0,073*** (0,017) | 0,105*** (0,017) |
| Observations | 176 205 | 176 205 | 176 205 |

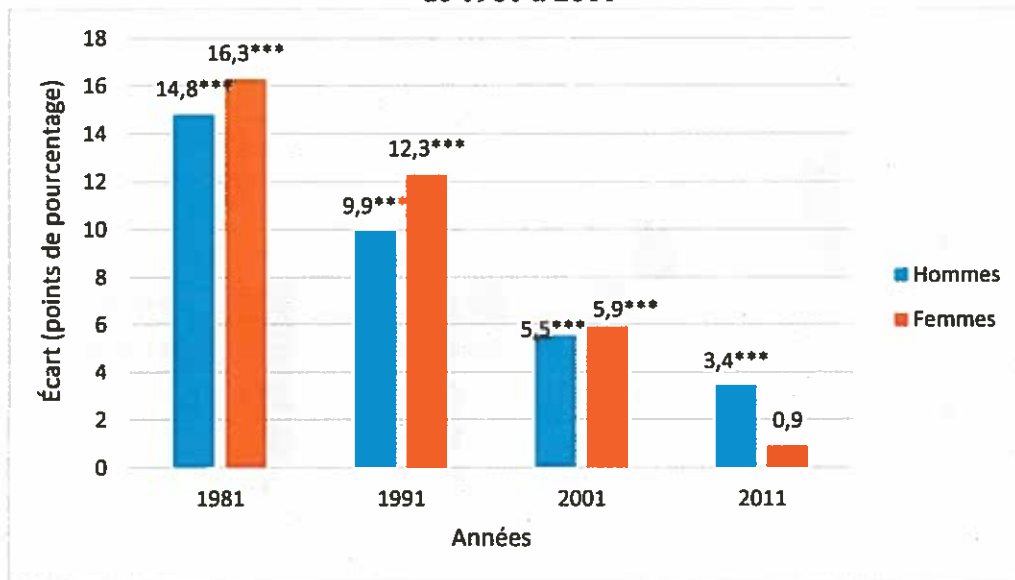
Notes : Les échantillons ont été limités aux hommes âgés entre 25 et 64 ans de la région d'Ottawa-Gatineau, parlant anglais, français ou les deux, et faisant partie d'une famille de recensement, pour la période de 1981 à 2011. La catégorie « certificat ou diplôme d'un collège » inclut tous les diplômes/certificats supérieurs aux études secondaires, mais inférieurs au baccalauréat. La catégorie « non Canadien » inclut les individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées. * significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1%.

Tableau 4. Résultats des moindres carrés ordinaires pour les femmes

| Variabes explicatives | (1) | (2) | (3) |
|--------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Français seulement | -0,214*** (0,010) | -0,156*** (0,009) | -0,163*** (0,009) |
| Bilingue (anglais et français) | 0,028*** (0,005) | 0,014** (0,005) | -0,003 (0,005) |
| 1991 | 0,076*** (0,005) | 0,034*** (0,005) | 0,044*** (0,005) |
| 2001 | 0,078*** (0,005) | 0,018*** (0,005) | 0,031*** (0,005) |
| 2011 | 0,102*** (0,005) | 0,044*** (0,005) | 0,057*** (0,005) |
| 1991 x français | 0,039*** (0,014) | 0,046*** (0,013) | 0,040*** (0,013) |
| 2001 x français | 0,108*** (0,015) | 0,107*** (0,014) | 0,104*** (0,014) |
| 2011 x français | 0,160*** (0,015) | 0,142*** (0,014) | 0,154*** (0,014) |
| 1991 x bilingue | 0,021*** (0,007) | 0,022*** (0,007) | 0,020*** (0,007) |
| 2001 x bilingue | 0,060*** (0,007) | 0,060*** (0,007) | 0,057*** (0,007) |
| 2011 x bilingue | 0,054*** (0,007) | 0,050*** (0,007) | 0,054*** (0,007) |
| Sans diplôme | - | -0,154*** (0,004) | -0,151*** (0,004) |
| Certificat ou diplôme d'un collège | - | 0,051*** (0,003) | 0,054*** (0,003) |
| Baccalauréat | - | 0,065*** (0,004) | 0,074*** (0,004) |
| Études supérieures | - | 0,084*** (0,004) | 0,102*** (0,004) |
| Âge | - | 0,055*** (0,001) | 0,047*** (0,001) |
| Âge ² | - | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Non Canadienne | - | - | -0,194*** (0,006) |
| Jamais mariée | - | - | -0,018*** (0,005) |
| Séparée | - | - | 0,026*** (0,006) |
| Divorcée | - | - | 0,037*** (0,005) |
| Veuve | - | - | 0,038*** (0,009) |
| Présence d'enfants de 5 ans et moins | - | - | -0,173*** (0,003) |
| Constante | 0,610*** (0,004) | -0,336*** (0,019) | -0,053*** (0,019) |
| Observations | 186 890 | 186 890 | 186 890 |

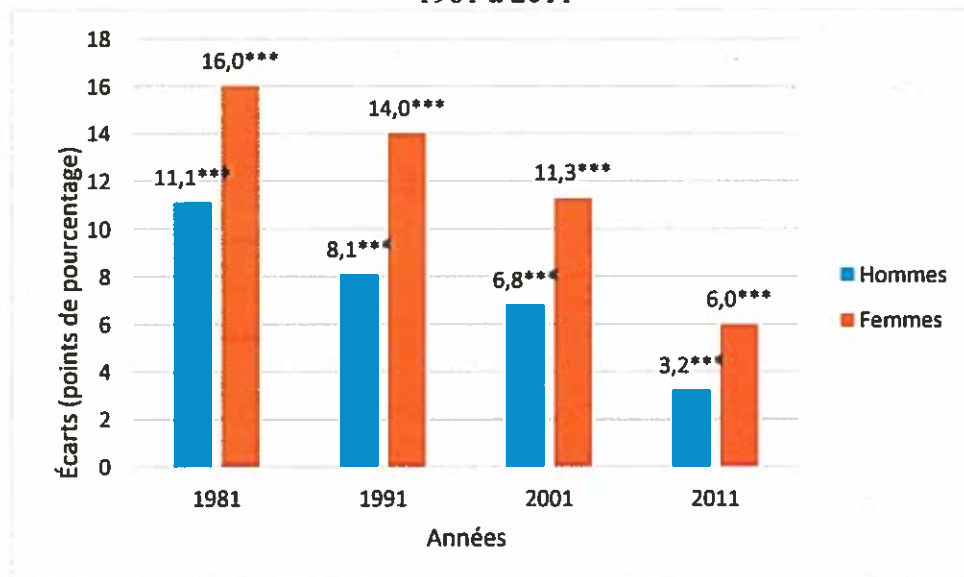
Notes : Les échantillons ont été limités aux femmes âgées entre 25 et 64 ans de la région d'Ottawa-Gatineau, parlant anglais, français ou les deux, et faisant partie d'une famille de recensement, pour la période de 1981 à 2011. La catégorie « certificat ou diplôme d'un collège » inclut tous les diplômes/certificats supérieurs aux études secondaires, mais inférieurs au baccalauréat. La catégorie « non canadienne » inclut les individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées. * significatif à 10%, **significatif à 5%, ***significatif à 1%.

Graphique 1 : Écart de probabilité d'avoir un emploi entre anglophones et francophones de 1981 à 2011



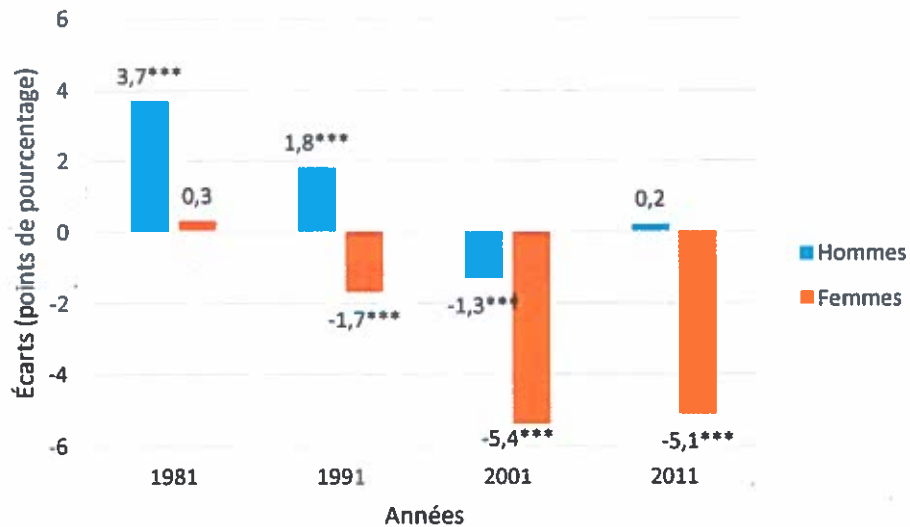
Notes : Les échantillons ont été limités aux individus âgés entre 25 et 64 ans de la région d'Ottawa-Gatineau, parlant anglais, français ou les deux, et faisant partie d'une famille de recensement, pour la période de 1981 à 2011. * significatif à 10%, **significatif à 5%, ***significatif à 1%.

Graphique 2 : Écart de probabilité d'avoir un emploi entre bilingues et francophones de 1981 à 2011



Notes : Les échantillons ont été limités aux individus âgés entre 25 et 64 ans de la région d'Ottawa-Gatineau, parlant anglais, français ou les deux, et faisant partie d'une famille de recensement, pour la période de 1981 à 2011. * significatif à 10%, **significatif à 5%, ***significatif à 1%.

Graphique 3 : Écart de probabilité d'avoir un emploi entre anglophones et bilingues de 1981 à 2011



Notes : Les échantillons ont été limités aux individus âgés entre 25 et 64 ans de la région d'Ottawa-Gatineau, parlant anglais, français ou les deux, et faisant partie d'une famille de recensement, pour la période de 1981 à 2011. * significatif à 10%, **significatif à 5%, ***significatif à 1%.

Tableau 5. Vérification de la robustesse : résultats des MCO pour les hommes

| Variables explicatives | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Français seulement | -0,148*** (0,012) | -0,146*** (0,012) | -0,153*** (0,012) | - | - |
| Bilingue | -0,037*** (0,004) | -0,034*** (0,004) | -0,036*** (0,004) | 0,102*** (0,013) | -0,023*** (0,005) |
| 1991 | -0,052*** (0,004) | -0,048*** (0,004) | -0,048*** (0,004) | 0,002 (0,016) | -0,046*** (0,004) |
| 2001 | -0,079*** (0,004) | -0,075*** (0,004) | -0,075*** (0,004) | 0,032** (0,016) | -0,070*** (0,004) |
| 2011 | -0,080*** (0,004) | -0,075*** (0,004) | -0,082*** (0,004) | 0,052*** (0,017) | -0,076*** (0,004) |
| 1991 x français | 0,050*** (0,016) | 0,051*** (0,016) | 0,068*** (0,016) | - | - |
| 2001 x français | 0,093*** (0,017) | 0,096*** (0,017) | 0,117*** (0,017) | - | - |
| 2011 x français | 0,115*** (0,017) | 0,114*** (0,017) | 0,128*** (0,017) | - | - |
| 1991 x bilingue | 0,019*** (0,005) | 0,016*** (0,005) | 0,022*** (0,005) | -0,038** (0,017) | 0,018*** (0,007) |
| 2001 x bilingue | 0,050*** (0,005) | 0,047*** (0,005) | 0,050*** (0,005) | -0,058*** (0,017) | 0,043*** (0,007) |
| 2011 x bilingue | 0,035*** (0,005) | 0,032*** (0,005) | 0,036*** (0,005) | -0,088*** (0,018) | 0,027*** (0,007) |
| Sans diplôme | -0,080*** (0,004) | -0,083*** (0,004) | -0,051*** (0,004) | -0,095*** (0,006) | -0,070*** (0,005) |
| Certificat ou diplôme d'un collège | 0,021*** (0,003) | 0,021*** (0,003) | 0,014*** (0,003) | 0,013*** (0,005) | 0,023*** (0,004) |
| Baccalauréat | 0,035*** (0,003) | 0,037*** (0,003) | 0,017*** (0,003) | 0,039*** (0,005) | 0,034*** (0,004) |
| Études supérieures | 0,052*** (0,003) | 0,054*** (0,003) | 0,016*** (0,003) | 0,053*** (0,005) | 0,053*** (0,004) |
| Âge | 0,048*** (0,001) | 0,048*** (0,001) | - | 0,053*** (0,001) | 0,049*** (0,001) |
| Âge ² | -0,001 (0,000) | -0,001*** (0,000) | - | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Expérience | - | - | 0,015*** (0,000) | - | - |
| Expérience ² | - | - | -0,000*** (0,000) | - | - |
| Non Canadien | -0,120*** (0,006) | - | -0,113*** (0,006) | -0,179*** (0,027) | -0,027*** (0,008) |
| Jamais marié | -0,134*** (0,004) | -0,137*** (0,004) | -0,150*** (0,004) | -0,143*** (0,008) | -0,138*** (0,006) |
| Séparé | -0,046*** (0,008) | -0,046*** (0,008) | -0,046*** (0,008) | -0,026* (0,014) | -0,054*** (0,010) |
| Divorcé | -0,071*** (0,008) | -0,073*** (0,008) | -0,067*** (0,008) | -0,084*** (0,014) | -0,071*** (0,011) |
| Veuf | -0,073*** (0,020) | -0,071*** (0,020) | -0,071*** (0,020) | -0,095*** (0,035) | -0,046* (0,024) |
| Constante | 0,104*** (0,017) | 0,100*** (0,018) | 0,883*** (0,005) | -0,099*** (0,031) | 0,062*** (0,024) |
| Observations | 176 105 | 168 170 | 176 205 | 58 095 | 89 685 |

Notes : Les échantillons ont été limités aux hommes âgés entre 25 et 64 ans de la région d'Ottawa-Gatineau, parlant anglais, français ou les deux, et faisant partie d'une famille de recensement, pour la période de 1981 à 2011. La catégorie « certificat ou diplôme d'un collège » inclut tous les diplômes/certificats supérieurs aux études secondaires, mais inférieurs au baccalauréat. La catégorie « non Canadien » inclut les individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées. * significatif à 10%, **significatif à 5%, ***significatif à 1%.

Tableau 6. Vérification de la robustesse : résultats des MCO pour les femmes

| Variables explicatives | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|--------------------------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| Français seulement | -0,163*** (0,009) | -0,162*** (0,010) | -0,165*** (0,009) | - | - |
| Bilingue | -0,003 (0,005) | 0,003 (0,005) | -0,002 (0,005) | 0,146*** (0,010) | 0,021*** (0,008) |
| 1991 | 0,044*** (0,005) | 0,048*** (0,005) | 0,049*** (0,005) | 0,082*** (0,013) | 0,057*** (0,005) |
| 2001 | 0,031*** (0,005) | 0,045*** (0,005) | 0,037*** (0,005) | 0,150*** (0,013) | 0,069*** (0,005) |
| 2011 | 0,056*** (0,005) | 0,067*** (0,005) | 0,056*** (0,005) | 0,222*** (0,014) | 0,091*** (0,006) |
| 1991 x français | 0,040*** (0,014) | 0,044*** (0,014) | 0,062*** (0,013) | - | - |
| 2001 x français | 0,106*** (0,014) | 0,107*** (0,014) | 0,123*** (0,014) | - | - |
| 2011 x français | 0,154*** (0,014) | 0,162*** (0,014) | 0,165*** (0,014) | - | - |
| 1991 x bilingue | 0,021*** (0,007) | 0,016** (0,007) | 0,022*** (0,007) | -0,019 (0,014) | 0,005 (0,011) |
| 2001 x bilingue | 0,058*** (0,007) | 0,044*** (0,007) | 0,058*** (0,007) | -0,061*** (0,014) | 0,026*** (0,010) |
| 2011 x bilingue | 0,055*** (0,007) | 0,046*** (0,007) | 0,059*** (0,007) | -0,102*** (0,015) | 0,014 (0,010) |
| Sans diplôme | -0,151*** (0,004) | -0,155*** (0,004) | -0,117*** (0,004) | -0,187*** (0,006) | -0,124*** (0,006) |
| Certificat ou diplôme d'un collège | 0,053*** (0,003) | 0,052*** (0,003) | 0,038*** (0,003) | 0,050*** (0,005) | 0,042*** (0,004) |
| Baccalauréat | 0,073*** (0,004) | 0,076*** (0,004) | 0,045*** (0,004) | 0,100*** (0,006) | 0,052*** (0,005) |
| Études supérieures | 0,101*** (0,004) | 0,106*** (0,004) | 0,058*** (0,004) | 0,113*** (0,007) | 0,096*** (0,006) |
| Âge | 0,047*** (0,001) | 0,047*** (0,001) | - | 0,054*** (0,001) | 0,045*** (0,001) |
| Âge ² | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) | - | -0,001*** (0,000) | -0,001*** (0,000) |
| Expérience | - | - | 0,013*** (0,000) | - | - |
| Expérience ² | - | - | -0,000*** (0,000) | - | - |
| Non Canadienne | -0,193*** (0,006) | - | -0,190*** (0,006) | -0,240*** (0,025) | -0,076*** (0,010) |
| Jamais mariée | -0,019*** (0,005) | -0,025*** (0,005) | -0,029*** (0,005) | -0,040*** (0,008) | -0,016** (0,007) |
| Séparée | 0,024*** (0,006) | 0,032*** (0,006) | 0,025*** (0,006) | 0,008 (0,011) | 0,069*** (0,008) |
| Divorcée | 0,036*** (0,005) | 0,034*** (0,005) | 0,037*** (0,005) | 0,020** (0,009) | 0,048*** (0,008) |
| Veuve | 0,036*** (0,009) | 0,045*** (0,009) | 0,045*** (0,009) | 0,063*** (0,014) | 0,055*** (0,013) |
| Présence d'enfants de 5 ans et moins | -0,174*** (0,003) | -0,169*** (0,003) | -0,180*** (0,003) | -0,122*** (0,005) | -0,195*** (0,004) |
| Constante | -0,055*** (0,019) | -0,051*** (0,019) | 0,703*** (0,006) | -0,316*** (0,032) | -0,012 (0,026) |
| Observations | 186 505 | 176 995 | 186 890 | 64 345 | 92 265 |

Notes : Les échantillons ont été limités aux femmes âgées entre 25 et 64 ans de la région d'Ottawa-Gatineau, parlant anglais, français ou les deux, et faisant partie d'une famille de recensement, pour la période de 1981 à 2011. La catégorie « certificat ou diplôme d'un collège » inclut tous les diplômes/certificats supérieurs aux études secondaires, mais inférieurs au baccalauréat. La catégorie « non Canadienne » inclut les individus qui n'ont pas la citoyenneté canadienne. Les écarts-types sont entre parenthèses. Les régressions sont pondérées. * significatif à 10%, ** significatif à 5%, *** significatif à 1%.

