

Les Autochtones sur le marché du travail canadien

par

Catherine Hudon

(2243156)

Mémoire présenté au Département de science économique

de l'Université d'Ottawa

pour l'obtention du diplôme de Maîtrise

Directeur du mémoire: Professeur Gilles Grenier

ECO 7997

Ottawa, Ontario

Août 2006

Résumé

Cette étude examine l'évolution de la situation sur le marché du travail des Autochtones et des Canadiens de race blanche entre 1996 et 2001. Les données proviennent des bases de micro-données publiques des recensements de 1996 et 2001. L'analyse utilise la méthode de décomposition Oaxaca afin de déterminer si les différences de revenus proviennent de la discrimination ou des différences de caractéristiques personnelles et sociales entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche. Les résultats de notre analyse révèlent qu'il existe encore des disparités salariales marquées entre les Canadiens de race blanche et les Autochtones en 1996 et en 2001 et que ces différences sont moins prononcées lorsque nous considérons seulement les travailleurs à temps plein. De plus, les écarts de revenus varient selon le degré de l'origine autochtone (i.e., origine autochtone simple et origines autochtones mixtes). Les résultats révèlent aussi que les écarts de revenus ont augmenté de 1996 à 2001. De plus, en 2001, ces écarts sont plus prononcés chez les hommes que chez les femmes, alors qu'en 1996, nous retrouvons le contraire. L'analyse de la décomposition Oaxaca permet aussi de conclure que les différences dans les caractéristiques personnelles et sociales entre les deux groupes expliquent environ 70% des écarts de revenus observés en 2001.

Abstract - Aboriginals on the Canadian Labour Market

The purpose of this study is to examine the evolution of the wage differentials between Aboriginals and white Canadians between 1996 and 2001. This report uses public micro-data from the 1996 and 2001 censuses. The Oaxaca decomposition method is used to determine if the wage differentials between the groups are due to discrimination in Canada's labour market or to differences in personal and social characteristics between the two groups. Our study finds that

there still exists an important wage gap between Aboriginals and white Canadians in 1996 and in 2001 and that the wage gap decreases when only full-time workers are included in the analysis. As well, the wage differences vary depending on the degree of Aboriginal origin (i.e. single Aboriginal origins compared to mixed Aboriginal origins). The results of the study also show that the wage gap between Aboriginals and white Canadians increased between 1996 and 2001. In 2001, these wage gaps are greater among men, while the opposite was true in 1996. In addition, the analysis with the Oaxaca decomposition method allows us to conclude that the differences in personal and social characteristics between Aboriginals and white Canadians account for roughly 70% of the wage gaps observed in 2001.

Introduction

Le Canada possède une population très diversifiée. Toutefois, malgré cette richesse culturelle, certains groupes semblent subir une discrimination économique sur le marché du travail. Les femmes, les minorités visibles, les Autochtones et les individus ayant une autonomie limitée ont tous été ciblés par les lois du travail comme faisant partie d'une minorité potentiellement à risque sur le plan économique. Les Autochtones et les minorités visibles nés au Canada représentent environ six pour cent de la population canadienne. Plusieurs chercheurs se sont intéressés à expliquer pourquoi ces groupes semblent subir des discriminations salariales. Ils s'entendent pour reconnaître que les Autochtones se retrouvent parmi les groupes les plus défavorisés économiquement au Canada. Dans son étude *Wage Discrimination Against Natives* en 1999, Arnold De Silva s'est penché sur ce sujet avec des données du recensement de 1991. Nous tenons à reprendre en partie cette étude en utilisant les bases de données plus récentes des recensements de 1996 et 2001 afin de déterminer si la situation des Autochtones s'est améliorée ou si elle a régressé. Suite aux résultats obtenus, nous tenterons de déterminer si les différences de revenus proviennent de la discrimination subie par les Autochtones sur le marché du travail ou si elles sont dues aux différences existant entre les caractéristiques personnelles et sociales entre les groupes d'Autochtones et les Canadiens de race blanche.

Dans un premier temps, nous donnons un bref aperçu de l'évolution de la littérature dans ce domaine. Ensuite, nous analysons des statistiques descriptives de la population canadienne de race blanche et de la population autochtone. Cela permet d'observer les différences entre les caractéristiques des individus dans les différents groupes. De plus, nous donnons une brève description de la méthode statistique. Finalement, nous présentons une analyse statistique où nous cherchons à expliquer et interpréter les causes des différences de revenus existant entre les différents groupes.

Survol de la littérature

Plusieurs chercheurs ont analysé les différences de revenus sur le marché du travail canadien entre les minorités visibles, les Autochtones et les Canadiens de race blanche. Dans cette section, nous portons un regard sur les principaux travaux qui ont contribué à l'analyse du marché du travail canadien chez des groupes minoritaires identifiés par les lois du travail. Nous faisons en particulier un survol de l'évolution de la littérature et nous discutons brièvement de façon thématique des principaux résultats de ces études.

Au début des années 1980, malgré la présence de plusieurs travaux qui analysent les écarts de revenus sur le marché du travail entre les différents groupes ethniques, il n'existe pratiquement pas d'études sur les différences de revenus et sur la participation des Autochtones et les autres Canadiens sur le marché du travail. C'est seulement au début des années 1990 que les chercheurs se sont vraiment intéressés à ce type d'étude. Le manque de données sur une assez grande population d'individus ayant une origine autochtone avant la fin des années 1980 pourrait être une des causes du peu de recherche entreprise dans ce domaine. Il a fallu attendre le recensement de 1986 pour avoir une base de données possédant un échantillon assez grand de la population autochtone pour faire des analyses plus rigoureuses. Néanmoins, avant 1986, il existait tout de même des données qui ont permis en particulier à Helmar Drost (1994) et à Chun-Yan Kuo (1976) d'entreprendre des études sur les Autochtones et leur performance sur le marché du travail canadien.

Kuo (1976) a publié un des premiers articles qui comparent les revenus des Autochtones et des autres Canadiens dans le district du Mackenzie. Il utilise des données d'un sondage entrepris par le Ministère des affaires indiennes en 1970 dans le district du Mackenzie et observe

des différences de revenus de 50 à 80% entre les différents groupes d'Autochtones (North American Indian, Eskimo et Métis) et les Canadiens de race blanche. De plus, il conclut que plus de 84% de ces écarts de revenus peuvent être attribués aux différences dans les caractéristiques de productivité comme par exemple l'éducation.

Peu de temps après, Peter George et Peter Kuhn (1994) ainsi que Drost (1994) se sont intéressés à ce groupe unique de la population canadienne. Bien que leurs approches soient différentes, ils s'entendent aussi pour dire que les Autochtones sont défavorisés sur le marché du travail canadien. George et Kuhn ont cherché à déterminer les causes des différences de revenus entre les deux groupes en utilisant la méthode Oaxaca. Comme Kuo, ils ont observé que ces écarts provenaient majoritairement des différences dans les caractéristiques de productivité entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche. Ils ont pareillement noté que ces écarts de revenus sont moindres chez les femmes que chez les hommes. Ces deux études sont basées sur les données du recensement de 1986. George et Kuhn (1994) étendent leurs analyses aux Autochtones demeurant sur des réserves en comparaison avec ceux hors-réserves. Ils observent que ces différences salariales dans les réserves chez les hommes sont dans les ordres de 14% et qu'elles sont d'environ 8% chez les femmes. Les résultats qu'ils obtiennent ne représentent pas nécessairement l'ensemble de la réalité puisqu'en 1986, plus de 100 réserves indiennes n'ont pas participé au recensement. Malgré la petitesse des tailles des échantillons, ces chercheurs estiment les équations de revenus pour chaque groupe et trouvent que l'âge et le statut matrimonial ont un effet standard sur les revenus mais que le taux de rendement de l'éducation est nettement inférieur à celui que nous observons généralement dans la population canadienne. Ce résultat est observé tant chez les hommes que chez les femmes.

Pour sa part, Drost (1994) a étudié l'effet du niveau d'éducation sur la réussite et la participation des Autochtones au marché du travail et il constate qu'il est un facteur déterminant de l'écart que nous retrouvons avec les Canadiens de race blanche et ce, plus particulièrement chez les hommes. Il conclut que pour améliorer en général leurs participations sur le marché du travail, des efforts devraient être entrepris pour augmenter leurs niveaux d'éducation. Par conséquent, il suggère de mettre en place des mesures pour augmenter le pourcentage d'Autochtones qui terminent leurs études secondaires. De plus, il observe que les Autochtones ont un taux de chômage supérieur au reste des Canadiens et que ce phénomène contribue socialement à créer des préjugés défavorables à leur endroit. Cela a pour conséquence d'affecter négativement leurs possibilités d'emplois sur le marché du travail tant chez les hommes que chez les femmes.

Depuis ces études et suite à ces résultats, les économistes et les sociologues se sont intéressés au sujet et ont apporté des angles différents à la situation des Autochtones sur le marché du travail. Certaines études mettent l'accent sur l'éducation ou sur le taux de chômage, alors que d'autres portent principalement sur les différentes causes des écarts de revenus observés entre les Autochtones et les autres Canadiens.

David Walters, Jerry White et Paul Maxim (2004) se sont penchés sur la transition du milieu scolaire au marché du travail des Canadiens incluant les minorités visibles et les Autochtones ayant obtenus des diplômes ou des certificats d'étude post-secondaire. En se basant sur les données du 1995 *National Graduate Survey*, ces auteurs analysent le premier effet de la scolarisation, soit la possibilité de trouver un emploi en sortant du milieu scolaire. Ils comparent la transition de l'école au marché du travail pour les minorités visibles nées au Canada, les

Autochtones et les Canadiens de race blanche. Ils constatent que les Autochtones ont une plus grande difficulté que les minorités visibles canadiennes et que les Canadiens de race blanche à s'intégrer au marché du travail. De plus, ils concluent que cette différence est plus ou moins marquée selon le diplôme ou le certificat obtenu.

L'effet global de l'éducation sur le marché du travail canadien représente un autre aspect de ce type d'étude. Tous les chercheurs s'entendent pour affirmer qu'une des causes prédominantes des écarts de revenus observés entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche provient des différences entre leurs niveaux d'études. Drost et John Richards (2003) ainsi que Rachel Bernier (1997) notent que l'éducation joue un rôle considérable dans les différences de revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche. Ainsi, Bernier souligne que les Autochtones sont défavorisés à la source puisque l'accès à l'éducation leur est plus difficile que celui des Canadiens de race blanche. Elle fait remarquer que les Autochtones doivent souvent quitter leurs lieux de résidence pour poursuivre leurs études post-secondaire.

Tout comme Walters, White et Maxim, Krishna Pendakur et Ravi Pendakur (2002, 2006) ont étudié l'écart de revenus entre les différentes ethnicités de la population canadienne. Leurs analyses se différencient par la durée de la recherche puisqu'elle s'étend sur une période de quelques décennies. Ils observent que non seulement les Autochtones sont généralement moins bien rémunérés sur le marché du travail que les Canadiens de race blanche, mais que leurs revenus sont aussi inférieurs à ceux des autres minorités visibles nées au Canada. Quant aux écarts de revenus à travers les années, les Pendakur notent qu'entre 1971 et 1981, il y a eu une diminution des différences de rémunération entre les Canadiens de race blanche et les Autochtones. Entre 1981 et 1991, les différences de rémunération sont stables alors qu'il y a une

légère augmentation de 1991 à 1996. De plus, ces auteurs remarquent que les différences de rémunération entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche sont plus prononcées chez les hommes que chez les femmes. Celles-ci varient de près de 50% chez les hommes tandis que chez les femmes, elles se situent entre 15% et 20% selon la décennie. Notons que la majorité des études déjà mentionnées ne montrent pas seulement que les Autochtones ont en moyenne des revenus inférieurs aux Canadiens de race blanche, mais aussi qu'ils ont, en moyenne, des taux de chômage nettement supérieurs aux Canadiens de race blanche. Même sur ce plan, de façon générale, les minorités visibles nées au Canada semblent mieux s'intégrer au marché du travail, car elles ont, en moyenne, des taux de chômage moins élevés que les Autochtones.

Par ailleurs, les chercheurs observent que chez les Autochtones, les femmes subissent des écarts de revenus inférieurs avec les Canadiennes de race blanche comparativement aux écarts observés chez les hommes. Dépendant de la décennie ou de la méthode utilisée dans l'analyse, ces différences fluctuent de 6 à 20 pour cent. Les Pendakur expliquent cette observation par le fait que les femmes se trouvent souvent piégées dans des postes au bas de l'échelle salariale. Par conséquent, tant chez les femmes autochtones que chez les femmes non autochtones, l'accès aux postes cadres à revenus supérieurs est limité. Les écarts de revenus sont donc moins grands.

Puisque nous avons déjà noté que l'accès à l'éducation est fonction du lieu de résidence et que celui-ci l'influence grandement, il n'est pas surprenant de constater que des chercheurs en ont étudié l'impact sur la population autochtone. Des auteurs comme Drost et Richards (2003) observent, qu'en 1995, les Autochtones demeurant sur des réserves ont des salaires inférieurs aux Autochtones demeurant hors-réserves. Ils notent aussi que depuis 1985, ce phénomène est allé en augmentant au lieu de s'être amélioré. George et Kuhn (1994) avec les données du

recensement de 1986 ont aussi remarqué cette problématique. La demande de travail et par conséquent, les possibilités d'emplois, surtout ceux à temps plein pour toute l'année influencent grandement le revenu annuel et contribuent sans aucun doute à l'écart observé entre les deux groupes d'Autochtones, sur réserves et hors-réserves. Notons toutefois ici que les écarts de revenus peuvent être nuancés par le niveau de vie des Autochtones vivants sur les réserves puisqu'ils bénéficient de certains avantages sociaux et économiques. Ils ne paient pas d'impôts sur les revenus gagnés sur les réserves, ils ont des exemptions partielles des taxes fédérales et provinciales, ils ont des logements subventionnés et ils ont aussi des bénéfices médicaux et dentaires additionnels. Ainsi, lorsque nous considérons les avantages des Autochtones qui travaillent et demeurent sur des réserves, il se peut que même s'ils ont des revenus inférieurs aux Autochtones hors-réserves, voire même aux individus non-autochtones, l'écart entre les différents groupes ne soit pas aussi grand qu'il le laisse supposer.

De plus, le degré d'origine autochtone semble avoir un effet prédominant sur le marché du travail. Les Autochtones d'origine simple sont définis comme les individus qui déclarent seulement des origines autochtones, alors que les Autochtones d'origines mixtes sont constitués d'individus qui déclarent des origines autochtones ainsi que d'autres ethnicités (britanniques, canadiennes, françaises etc.). Les Autochtones qui déclarent seulement une origine simple semblent économiquement moins bien s'intégrer au marché du travail que les individus ayant des origines mixtes. George et Kuhn (1994) et Arnold De Silva (1999) ont étudié ce phénomène. De Silva utilise les données du recensement de 1991 et la méthode Oaxaca pour étudier les différences de revenus existant entre les Canadiens de race blanche et les différents degrés d'origine autochtone. Il observe que la différence de revenus entre les hommes canadiens de race

blanche et les hommes autochtones d'origine simple et d'origines mixtes est de 34%. Chez les femmes, la différence de revenus est de 23%. De nouveau, les écarts de revenus sont principalement attribués aux différences existant entre les caractéristiques personnelles et sociales des deux groupes. Il reprend son analyse pour les Autochtones d'origine simple et les Autochtones d'origines mixtes. Les résultats démontrent qu'en général, les Autochtones d'origine simple subissent une plus grande différence de revenus avec les Canadiens de race blanche que les Autochtones d'origines mixtes. Dans tous les cas, De Silva observe que cette différence est moins élevée chez les femmes que chez les hommes. Par ailleurs, il remarque que près des deux tiers des écarts de revenus provient des différences de caractéristiques personnelles et sociales entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche. Seul environ le tiers, est attribué à la discrimination, dans son sens large, envers les Autochtones. Ces résultats sont semblables à ceux obtenus dans les études antérieures de Kuhn et Arthur Sweetman (1998) ainsi que de George et Kuhn (1994).

Les résultats de De Silva sont particulièrement intéressants puisqu'ils touchent indirectement différents aspects de la recherche dans ce domaine. De Silva analyse non seulement les écarts de revenus et leurs causes, mais il compare aussi les différents résultats pour les hommes et pour les femmes. De plus, il discute de l'effet de chaque variable du modèle sur les différences de revenus. C'est pourquoi nous avons choisi de nous inspirer de cette recherche pour notre analyse. Par ailleurs, comme l'article utilise des données de 1991 et qu'il existe des données plus récentes comprenant des échantillons plus grands, il nous a semblé intéressant de vérifier s'il y a eu des variations dans le temps dans les écarts de revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche ainsi que dans les facteurs contribuant à ces différences.

Données et statistiques descriptives

Dans cette étude, la clientèle ciblée comprend les individus nés au Canada de race blanche et ceux qui ont des origines autochtones. L'échantillon est basé sur deux années d'étude de recensement: celles de 1996 et de 2001. Les questions dans les recensements utilisées pour former les échantillons sont les mêmes en 1996 et 2001. Il est important de noter que celle permettant d'identifier le statut autochtone n'a pas changé. Nous utilisons les données publiques disponibles pour ces recensements. Nous utilisons les données publiques disponibles pour ces recensements. La même analyse est reproduite sur chaque sous-échantillon. Le sous-échantillon qui comprend les données du recensement de 1996 possède 309 171 individus dont 304 460 sont des Canadiens de race blanche et 4711 des Autochtones. Parmi le groupe des Autochtones, 4415 sont d'origines mixtes et seulement 296 d'origine simple. Nous définissons les Autochtones d'origine simple comme étant ceux qui ont seulement des origines autochtones, alors que les Autochtones d'origines mixtes sont constitués d'individus qui ont des origines autochtones ainsi que d'autres ethnicités (britanniques, canadiennes, françaises etc.). Pour le sous-échantillon des données du recensement de 2001, il y a 325 278 individus dans l'échantillon, dont 310 528 sont des Canadiens de race blanche et 14 750 des Autochtones. Parmi ce dernier groupe, 4857 sont d'origine simple et 9893 sont d'origines mixtes. Utilisant les données du recensement de 1991, De Silva (1999) avait 12 191 Autochtones et 383 158 Canadiens de race blanche dans son échantillon. Il est à noter que le taux de participation des Autochtones dans le recensement de 1996 est inférieur à celui de 2001 et de 1991. En particulier, le sous-dénombrement pour le recensement de 1996 est plus important que celui du recensement de 2001. Par ailleurs, il faut noter que l'effet du sous-dénombrement est plus important chez les Autochtones que pour le

reste de la population canadienne. Dans la documentation sur les recensements de 1996 et de 2001, Statistique Canada observe que 77 réserves ont été exclues dans le recensement de 1996 comparativement à seulement 33 en 2001. Statistique Canada note aussi que: *“ Environ la moitié de la croissance de la population autochtone peut être attribuable à des facteurs démographiques comme leur taux de natalité élevé. Une meilleure sensibilisation aux questions autochtones a probablement contribué à l'autre moitié, étant donné que plus de personnes se sont identifiées comme étant Autochtones et moins de réserves ont été partiellement dénombrées.”* (Statistique Canada, 2003).

Nous savons que la petitesse de la taille de l'échantillon observée pour l'année 1996 pourrait fausser certains résultats de l'analyse statistique. Dans leurs études, Pendakur et Pendakur (2002) n'ont pas eu ce problème, car ils utilisaient les bases de données principales du recensement de 1996. De plus, ils ne dissociaient pas les Autochtones en deux groupes comme nous le faisons. Nous observons particulièrement l'effet de la petitesse de la taille de l'échantillon en 1996 dans la dernière analyse, ce qui nous amène à interpréter les résultats de 1996 avec prudence. La situation sociale, économique et politique des Autochtones et du Canada est probablement un facteur déterminant du peu de participation des Autochtones au sondage de 1996. Les relations entre les Autochtones et les Canadiens au début des années 1990 étaient particulièrement tendues après l'échec de l'accord du lac Meech et les événements d'Oka de l'été 1990. Afin d'améliorer leurs rapports avec les Autochtones, les gouvernements ont tenté d'améliorer leurs politiques pour réduire les écarts existant entre leurs niveaux de vie et ceux du reste de la population canadienne. En particulier, ils ont développé des politiques sur le plan de la santé, de l'habitation, de l'éducation et ont entrepris plusieurs initiatives plus significatives pour améliorer les relations entre les Canadiens et les Autochtones. Ces politiques se sont vraiment

mises en place vers les années 1996, et elles ont sans doute contribué à une meilleure participation au recensement de 2001, les Autochtones se sentant un peu plus concernés et respectés dans leurs droits.

Avant de continuer, il est aussi important de noter certaines spécifications au sujet des échantillons. Les minorités visibles nées au Canada et les immigrants sont exclus de l'échantillon puisque nous avons voulu éviter les facteurs qui pourraient éventuellement ajouter un autre élément de discrimination. L'échantillon inclut seulement les individus âgés de 16 à 65 ans qui sont actifs sur le marché du travail et qui ont des revenus positifs respectivement en l'an 1996 et 2001. Les résidents du Yukon et des Territoires du Nord-Ouest, de même que les pensionnaires d'établissements institutionnels, sont exclus de cet échantillon. Les tableaux 1 et 2 ci-dessous présentent des caractéristiques des Canadiens de race blanche et de Autochtones en 1996 et en 2001. Le premier tableau traite des caractéristiques liés directement au marché du travail incluant l'âge et le revenu moyen alors que le deuxième tableau comprend des variables additionnelles telles que le lieu de résidence, le statut matrimonial et l'éducation. Les résultats dans ces deux tableaux sont présentés par groupes qui se trouvent dans une des colonnes des deux tableaux. Les Canadiens de race blanche (X^W) sont définis comme les individus nés au Canada qui ne s'identifient ni comme Autochtone ni comme minorité visible. La deuxième colonne représente tous les Autochtones (X^A), c'est-à-dire les Autochtones d'origine simple et ceux d'origines mixtes. La troisième et la quatrième colonne présentent séparément les Autochtones d'origine simple ($X^{A.S}$) et ceux d'origines mixtes ($X^{A.M}$). Pour les Autochtones d'origines mixtes, il est important de noter que nous n'avons pas pu dissocier les individus autochtones qui ont plusieurs origines autochtones (e.g. Inuit et Métis) de la catégorie d'origines mixtes (e.g. Inuit et autre ethnicité). Puisqu'ils représentent moins que 150 individus dans le sous-échantillon de 2001 et

encore un plus petit nombre en 1996, cette catégorie ne devrait pas influencer considérablement les résultats de l'analyse statistique. Dans les deux dernières colonnes se retrouvent les statistiques descriptives des Autochtones ($X^{A,FT,FY}$) et des Canadiens de race blanche ($X^{W,FT,FY}$) qui travaillent à temps pleins durant toute l'année. Cela comprend les individus qui ont travaillé à temps plein et qui ont aussi travaillé 48 semaines et plus dans l'année précédant le recensement.

Tableau 1 : Caractéristiques pour les hommes et les femmes séparément - Canadiens de race blanche et des Autochtones, 1996 et 2001						
	X^W	X^A	$X^{A,S}$	$X^{A,M}$	$X^{A,FT,FY}$	$X^{W,FT,FY}$
Hommes - 1996						
Âge moyen (années)	38	35	36	35	38	40
Revenu moyen (\$)	32317	28054	24805	28273	39030	42118
Temps plein/ partiel						
Temps plein (%)	61.68	55.15	52.63	55.31	100	100
Semaines travaillées						
<48 semaines (%)	33.79	40.25	44.74	39.95	-	-
Hommes - 2001						
Âge moyen (années)	38	36	36	35	38	41
Revenu moyen (\$)	38414	28474	22847	31401	39647	47748
Temps plein/ partiel						
Temps plein (%)	66.07	52.57	44.29	56.88	100	100
Semaines travaillées						
<48 semaines (%)	29.59	43.44	52.45	38.76	-	-

Tableau 1 (suite) : Caractéristiques pour les hommes et les femmes séparément - Canadiens de race blanche et des Autochtones, 1996 et 2001

	X ^W	X ^A	X ^{A,S}	X ^{A,M}	X ^{A,FT,FY}	X ^{W,FT,FY}
Femmes - 1996						
Âge moyen (années)	37	34	36	34	37	39
Revenu moyen (\$)	20578	17649	13402	17932	28213	30201
Temps plein/ partiel						
Temps plein (%)	47.63	39.85	35.42	40.15	100	100
Semaines travaillées						
<48 semaines (%)	38.13	46.15	50.69	45.85	-	-
Femmes - 2001						
Âge moyen (années)	38	35	36	35	38	40
Revenu moyen (\$)	24929	19494	17285	20514	29640	34531
Temps plein/ partiel						
Temps plein (%)	49.54	44.57	42.79	45.39	100	100
Semaines travaillées						
<48 semaines (%)	34.38	44.58	50.28	41.95	-	-
<p>X^W représente les Canadiens de race blanche; X^A représente tous les Autochtones; X^{A,S} représente les Autochtones d'origine simple; X^{A,M} représente les Autochtones d'origines mixtes et X^{A,FT,FY} et X^{W,FT,FY} représente les Autochtones et des Canadiens de race blanche qui travaillent à temps pleins durant toute l'année.</p>						

Nous constatons que les résultats de 1996 sont similaires à ceux de 2001 malgré les cinq années qui séparent les recensements. Il existe toutefois certaines variantes et nuances qui méritent notre attention. Dans les données des recensements de 1996 et de 2001, les statistiques descriptives du tableau 1 démontrent qu'en moyenne les hommes et les femmes autochtones sont plus jeunes que les Canadiens et Canadiennes de race blanche. Cette observation se retrouve

aussi chez De Silva qui utilise les données du recensement de 1991. Nous pouvons donc en déduire que les Autochtones ont eu un plus haut taux de natalité que les Canadiens de race blanche. Il est aussi intéressant de noter que la population autochtone et canadienne de race blanche en 2001 est en moyenne respectivement un an plus âgé qu'elle l'était en 1996. Nous observons le même phénomène avec un peu plus d'ampleur entre les résultats de De Silva avec les données de 1991 et nos résultats avec les données de 1996. Nous remarquons que les Autochtones, tant chez les hommes que chez les femmes, ont des revenus moyens annuels inférieurs aux Canadiens de race blanche. Les revenus discutés ici et dans le reste du texte sont présentés en dollars courants. En 1991, De Silva obtenait des différences d'environ 9000\$ par année chez les hommes et de 4000\$ par année chez les femmes. Les résultats obtenus en 1996 sont assez différents. Les écarts de revenus chez les hommes en 1996 ont diminué de près de 4000\$ et chez les femmes la différence se réduit de près de 3000\$. En 2001, les écarts de revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche ont augmenté de nouveau. D'ailleurs, ils sont plus élevés qu'en 1991. Pour les hommes, cette différence est d'environ 10 000\$ par année, tandis qu'elle est moins prononcée chez les femmes, soit près de 5500\$. Bien qu'il existe plusieurs facteurs qui expliquent cette différence qui seront discutées plus en détail dans l'analyse statistique, nous pouvons déjà affirmer que le pourcentage inférieur d'Autochtones travaillant à temps plein et le nombre inférieur de semaines travaillées dans une année contribuent probablement à ces écarts de revenus. Il est intéressant de noter que la différence de revenus entre les hommes autochtones et les Canadiens de race blanche travaillant à temps plein et à temps partiel est beaucoup plus prononcée que celle chez les femmes dans tous les recensements relevés. Cette disparité vient peut-être du fait que durant ces années, dans la société

canadienne, il existait encore un écart salarial prononcé entre le travail traditionnellement réservé aux hommes et celui occupé par les femmes. Par ailleurs, nous constatons encore aujourd'hui que les femmes se retrouvent plus souvent dans des emplois se situant au bas de l'échelle salariale. Par conséquent, elles occupent des emplois ayant des écarts de revenus moins prononcés.

Le même phénomène se reproduit lorsque nous comparons les revenus des Autochtones d'origines mixtes et ceux d'origine simple. En 1996 et en 2001, les hommes autochtones d'origine simple ont des revenus inférieurs. Nous notons une différence supérieure de revenus chez les hommes autochtones d'origines mixtes d'environ 3500\$ en 1996. Cet écart augmente à 8500\$ en 2001. De nouveau, les écarts de revenus entre les deux groupes sont plus prononcés en 2001 qu'en 1996. La différence de revenus et son amplitude dans le temps existent aussi chez les femmes. Néanmoins, nous notons que les différences de revenus entre les femmes autochtones d'origine simple et celles d'origines mixtes diminuent de 1996 à 2001. Si nous comparons ces résultats à ceux obtenus par De Silva, nous notons une diminution d'écart de revenus chez les hommes entre 1991 et 1996 alors que pour cette même période, il y a une augmentation des écarts de revenus chez les femmes.

Dans cette analyse, nous constatons que l'écart des revenus entre les Autochtones d'origine simple et les Canadiens de race blanche est plus élevé que l'écart existant entre les Autochtones d'origines mixtes et les Canadiens de race blanche. Un simple calcul révèle qu'en 1996, l'écart de revenus entre les Autochtones d'origines mixtes et les Canadiens de race blanche est d'environ de 3500\$ et qu'il situe à près de 8000\$ pour les Autochtones d'origine simple. Pour les femmes, ces différences de revenus sont d'environ 4500\$ pour les Autochtones d'origine simple et près de 2600\$ pour les Autochtones d'origines mixtes. Les écarts de revenus

entre les différentes catégories d'Autochtones et les Canadiens de race blanche ont augmenté significativement de 1996 à 2001. En 2001, chez les hommes, pour les Autochtones d'origines mixtes, nous notons une différence d'environ 7000\$ alors qu'elle est presque de 16 000\$ pour les Autochtones d'origine simple. Pour les femmes, cet écart de revenus est d'environ 7600\$ pour les Autochtones d'origine simple et près de 4500\$ pour les Autochtones d'origines mixtes. En comparant avec les données du recensement de 1991, De Silva obtenait des écarts de revenus supérieurs à ceux de 1996, mais inférieurs aux écarts observés en 2001. Il est aussi intéressant de mentionner que l'écart de revenus est beaucoup moindre chez les femmes autochtones que chez les hommes autochtones. De plus, nous observons que tous les Autochtones travaillent généralement moins de semaines par années que les Canadiens de race blanche. Cette observation s'étend aussi aux Autochtones d'origines simples et mixtes.

Tableau 2: Caractéristiques des Canadiens de race blanche et des Autochtones, 1996 et 2001

	X ^W	X ^A	X ^{A,S}	X ^{A,M}	X ^{A,FT,FY}	X ^{W,FT,FY}
Les deux sexes (% de la population)						
Province - 1996						
Atlantique ¹	9.33	8.98	10.14	8.89	6.13	7.98
Québec	27.17	22.78	37.84	21.77	24.13	27.10
Ontario	33.96	31.50	22.64	32.10	34.51	35.65
Prairies ²	17.96	21.10	12.83	21.66	20.62	18.22

¹ La région de l'Atlantique inclut les provinces suivantes: la Nouvelle Écosse, le Nouveau Brunswick, l'Île du Prince Edouard, Terre-Neuve et le Labrador.

² La région des Prairies inclut les provinces suivantes: le Manitoba, le Saskatchewan et l'Alberta

Tableau 2 (suite): Caractéristiques des Canadiens de race blanche et des Autochtones, 1996 et 2001

	X ^W	X ^A	X ^{A,S}	X ^{A,M}	X ^{A,FT,FY}	X ^{W,FT,FY}
Colombie Britannique	11.58	15.64	16.55	15.58	14.60	11.06
Zones non métropolitaines	43.33	45.60	51.35	45.21	40.69	40.08
Province - 2001						
Atlantique	9.03	7.19	5.91	7.05	6.10	7.93
Québec	27.37	13.91	13.88	13.92	15.05	27.43
Ontario	34.2	26.03	18.51	29.72	28.9	35.73
Prairies	18.22	35.94	43.11	32.26	34.84	18.52
Colombie Britannique	11.19	17.04	18.59	16.28	15.11	10.4
Zones non métropolitaines	42.21	54.7	70.99	46.7	49.76	39.54
Statut matrimonial - 1996						
Marié	51.98	43.37	34.80	43.94	54.36	60.71
Divorcé	8.04	10.08	13.51	9.85	12.07	9.19
Séparé	3.08	3.46	5.74	3.31	3.56	3.42
Veuf	1.21	1.13	0.00	1.20	0.89	1.12
Célibataire	35.68	41.97	45.95	41.70	29.12	25.56
Statut matrimonial - 2001						
Marié	47.88	38.32	35.27	39.82	47.27	55.08
Divorcé	8.59	8.75	7.91	9.17	10.59	9.8
Séparé	3.25	4.60	5.33	4.25	4.85	3.64
Veuf	1.01	1.06	1.63	0.78	1.07	0.94
Célibataire	39.27	47.27	49.83	45.99	36.22	30.55

Tableau 2 (suite) : Caractéristiques des Canadiens de race blanche et des Autochtones, 1996 et 2001

	X ^W	X ^A	X ^{A,S}	X ^{A,M}	X ^{A,FT,FY}	X ^{W,FT,FY}
Langue parlée à la maison - 1996						
Français	26.90	22.71	38.18	21.68	24.04	26.51
Anglais	71.91	76.31	59.46	77.44	74.98	72.43
Français et anglais	0.39	0.70	0.00	0.75	0.71	0.40
Autres	0.77	0.28	22.36	0.14	0.27	0.66
Langue parlée à la maison - 2001						
Français	27.15	12.49	7.66	14.87	13.92	27.02
Anglais	71.81	81.2	75.85	83.83	80.92	72
Français et anglais	0.33	0.46	0.29	0.55	0.47	0.32
Autres	0.71	5.84	16.2	0.76	4.68	0.66
Éducation - 1996						
Pas de certificat ou diplôme	24.75	27.36	43.92	26.25	21.99	20.55
Certificat secondaire	26.48	26.17	25.00	26.25	24.27	24.78
Certificat/diplôme pour ouvrier	12.30	13.31	14.86	13.20	15.63	13.54
Certificat/diplôme collégial	17.79	19.34	9.80	19.98	21.64	19.13
Certificat/diplôme universitaire (< BAC)	2.90	2.02	169	2.04	2.45	2.62
BAC	11.20	8.24	3.04	8.58	9.04	12.94
Maîtrise et autres	4.72	2.65	1.36	3.48	4.63	5.89
Doctorat	0.37	0.21	0.34	0.20	0.36	0.55

Tableau 2 (suite) : Caractéristiques des Canadiens de race blanche et des Autochtones, 1996 et 2001

	X ^W	X ^A	X ^{A,S}	X ^{A,M}	X ^{A,FT,FY}	X ^{W,FT,FY}
Éducation - 2001						
Pas de certificat ou diplôme	21.77	32.88	42.91	27.96	25.6	18.35
Certificat secondaire	26.45	24.05	21.04	25.52	24.36	24.45
Certificat/diplôme pour ouvrier	12.80	14.84	16.64	13.96	16.78	14.11
Certificat/diplôme collégial	18.97	17.61	12.91	19.91	20.09	20.27
Certificat/diplôme universitaire (< BAC)	2.42	2.01	1.85	2.09	2.40	2.65
BAC	12.16	6.25	3.56	7.57	7.65	13.74
Maîtrise et autres	5.05	2.12	1.00	2.66	2.83	5.94
Doctorat	0.39	0.24	0.08	0.31	0.29	0.51
Origines autochtones - 1996						
Origine simple	NA	6.28	100	NA	5.83	NA
Origines mixtes	NA	93.72	NA	100	94.17	NA
Origines autochtones - 2001						
Origine simple	NA	32.93	100	NA	29.5	NA
Origines mixtes	NA	67.07	NA	100	70.5	NA
<p>X^W représente les Canadiens de race blanche; X^A représente tous les Autochtones; X^{A,S} représente les Autochtones d'origine simple; X^{A,M} représente les Autochtones d'origines mixtes et X^{A,FT,FY} et X^{W,FT,FY} représente les Autochtones et des Canadiens de race blanche qui travaillent à temps pleins durant toute l'année.</p>						

Le tableau 2 montre que la répartition géographique des Autochtones diffère de celle des.

Canadiens de race blanche. En 1996, 9% de la population autochtone demeure dans la région de l'Atlantique, 23% au Québec, 32% en Ontario, 21% dans les Prairies et 16% en Colombie Britannique. Pour les Canadiens de race blanche, nous retrouvons 9% dans la région de l'Atlantique, 27% au Québec, 34% en Ontario, 18% dans les Prairies et 12% en Colombie Britannique. En 2001, mis à part les Prairies et le Québec où nous notons une augmentation de 15 et de 9 points de pourcentage de la population, la répartition géographique des Autochtones n'a varié que légèrement : 7% demeure dans la région de l'Atlantique, 14% au Québec, 26% en Ontario, 36% dans les Prairies et 17% en Colombie Britannique. Pour les Canadiens de race blanche, la répartition géographique est restée la même dans toutes les régions sauf dans la région de la Colombie Britannique où nous notons une légère diminution. Soulignons ici que nous retrouvons un plus grand pourcentage de la population autochtone que celui de la population de Canadiens de race blanche dans les Prairies et en Colombie Britannique, tant en 1996 qu'en 2001. Ces résultats sont aussi conformes à ceux du recensement de 1991 obtenus par De Silva. Par ailleurs, il y a un plus grand pourcentage de Canadiens de race blanche que d'Autochtones qui demeure dans des régions métropolitaines. En 1996, ce résultat est moins prononcé qu'en 1991 et en 2001. Le fait qu'il y a eu moins de répondants Autochtones lors du recensement de 1996 pourrait être une des explications plausibles de cette différence. Par cette observation, nous pouvons déjà entrevoir quel sera l'impact de la répartition géographique sur les revenus des Autochtones lors de l'analyse statistique.

Lorsque nous comparons la répartition géographique des Autochtones d'origine simple et d'origines mixtes du recensement de 1996 et 2001, nous observons qu'en 1996, 9% des Autochtones d'origines mixtes demeurent dans la région de l'Atlantique, 32% au Québec, 32%

en Ontario, 22% dans les Prairies et 16% en Colombie Britannique. Les Autochtones d'origine simple ont une distribution géographique légèrement différente: 10% dans la région de l'Atlantique, 38% au Québec, 23% en Ontario, 13% dans les Prairies et 17% en Colombie Britannique. En 2001, la répartition géographique entre les deux catégories d'Autochtones n'a pas changé énormément. Les différences les plus remarquables se retrouvent dans la région des Prairies où il y a 43% des Autochtones d'origine simple, soit une augmentation de 20 point de pourcentage et 32% des Autochtones d'origines mixtes, soit une augmentation de 10 point de pourcentage. De plus, pour les Autochtones d'origine simple et d'origines mixtes, nous retrouvons seulement 14% de chaque groupe qui demeure au Québec en 2001, une diminution significative pour les Autochtones d'origine simple. En comparant avec l'analyse de De Silva, nous observons qu'à travers le temps, c'est dans les Prairies qu'il existe la plus grande démarcation entre 1991, 1996 et 2001 au niveau de la distribution géographique des Autochtones d'origine simple. Pareillement, en moyenne, le pourcentage d'Autochtones d'origines mixtes dans les régions métropolitaines est demeuré supérieur au pourcentage des Autochtones d'origine simple.

Les résultats de 1996 et de 2001 révèlent que, comparativement aux Canadiens de race blanche, il est plus probable que les Autochtones soient célibataires ou jamais mariés. Par ailleurs, tout comme en 1991, nous observons que le pourcentage d'Autochtones d'origines mixtes mariés est supérieur à celui des Autochtones d'origine simple. De plus, nous remarquons qu'en 1996 et 2001, il y a une plus petite proportion de tous les Autochtones que de Canadiens de race blanche qui parlent le français à la maison ou encore les deux langues officielles. En 2001, le même phénomène se produit entre les Autochtones d'origines mixtes et les Autochtones

d'origine simple. Toutefois, en 1996, nous observons le phénomène contraire. Il y a plus d'Autochtones d'origine simple qui parlent le français ou les deux langues officielles à la maison. Il est aussi intéressant de noter que chez les Autochtones d'origine simple, nous observons que 22.36% en 1996 et 16.2% en 2001 parlent une autre langue que le français ou l'anglais à la maison comparativement à 0.14% en 1996 et 0.76% en 2001 pour les Autochtones d'origines mixtes. Puisqu'il existe plusieurs langues autochtones, il est fort probable que les différences que nous observons ici indiquent qu'une assez grande proportion des Autochtones qui parlent une autre langue et probablement une langue autochtone sont des Autochtones d'origine simple. De Silva n'utilisait pas la variable de la langue parlée à la maison mais plutôt l'aisance dans la langue utilisée couramment. Il obtenait aussi qu'il y avait plus d'Autochtones d'origine simple qui étaient familiers avec la langue française ou les deux langues officielles que d'Autochtones d'origines mixtes.

Puisque l'éducation est un facteur important dans la détermination des revenus d'un individu sur le marché du travail, nous pouvons nous attendre à ce qu'elle soit un facteur influent sur les différences salariales entre les Canadiens de race blanche et tous les Autochtones. De façon générale, les résultats de l'analyse de 1996 et 2001 révèlent que les Autochtones ont des niveaux d'éducation inférieurs aux Canadiens de race blanche. En particulier, nous observons qu'en 1996 presque 27% et qu'en 2001 presque 33% des Autochtones n'ont pas obtenu un certificat ou un diplôme secondaire comparativement à seulement 25% en 1996 et 22% en 2001 des Canadiens de race blanche. En 1996 et en 2001, le pourcentage respectif des Canadiens de race blanche et des Autochtones ayant obtenu des certificats de métiers ou des certificats collégiaux est très semblable. Pour les études universitaires, de nouveau nous remarquons des

différences significatives entre tous les Autochtones et les Canadiens de race blanche. Mis à part le niveau du doctorat, le pourcentage va jusqu'à doubler chez les Canadiens de race blanche. Comme pour les résultats obtenus précédemment, des différences semblables existent entre les Autochtones d'origine simple et les Autochtones d'origines mixtes. Les résultats obtenus par De Silva avec les données de 1991 révèlent des conclusions similaires.

Lorsque nous considérons seulement la catégorie des travailleurs à temps plein durant toute l'année, nous obtenons des résultats semblables à ceux discutés précédemment. Il existe toutefois quelques nuances intéressantes. Par exemple, en 1996 et en 2001, les différences au niveau des revenus des travailleurs à temps plein entre les Canadiens de race blanche et tous les Autochtones est moins grande que celle qui existe dans la catégorie de tous les travailleurs, c'est-à-dire des travailleurs à temps plein et des travailleurs à temps partiel ensemble. Chez les hommes, pour la catégorie des travailleurs à temps plein seulement, la différence entre les revenus des Canadiens de race blanche et tous les Autochtones est d'environ de 3000\$ en 1996 et de 8000\$ en 2001, comparativement à 4000\$ en 1996 et 10 000\$ en 2001 lorsque les travailleurs à temps partiel sont inclus dans l'échantillon. Chez les femmes, cette différence de revenus entre les deux catégories varie de 1000\$ en 1996 et elle est pratiquement inexistante en 2001. De plus, nous remarquons dans les deux recensements que les travailleurs à temps plein durant toute l'année sont plus âgés en moyenne que l'ensemble des travailleurs. De Silva arrivait aussi à des conclusions semblables. Par ailleurs, nous observons aussi que le pourcentage des Autochtones travaillant à temps plein durant toute l'année qui n'ont pas obtenu un certificat ou un diplôme secondaire est inférieur de 4 à 6 pour cent comparativement à la catégorie qui inclut les travailleurs à temps partiel.

Méthodologie

Dans ce rapport, nous utilisons deux méthodes complémentaires d'analyse statistique: la méthode des moindres carrés ordinaires et la méthode Oaxaca. La première méthode sert à estimer l'effet de chaque variable explicative dans l'équation de revenu. Elle ne permet pas d'identifier l'impact de la variation d'une variable explicative dans le modèle sur la discrimination (par exemple, nous ne pouvons pas déterminer si un individu ayant un diplôme universitaire subit en moyenne la même discrimination qu'un individu ayant seulement un diplôme secondaire). La deuxième méthode permet de décomposer les différences de revenus moyen entre les Canadiens de race blanche et les Autochtones. Certains chercheurs, De Silva (1999) ont utilisé aussi le méthode en deux étapes de Heckman pour tenir compte de l'existence possible du biais de sélection. Nous n'utilisons pas cette méthode puisqu'elle n'est plus considérée aussi robuste qu'auparavant par la plupart des chercheurs économiques (Jack Johnston and John Pinaro, 1997).

Pour la première méthode, le modèle suivant a été utilisé pour faire l'analyse des revenus:

$$\ln W = X\beta + \epsilon$$

les β s sont les paramètres du modèle estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires; les X s représentent les variables explicatives dans l'équation de revenus; et ϵ est le terme d'erreur aléatoire dans l'équation de revenus. Les variables explicatives retenues incluent l'expérience, l'éducation, le lieu de résidence, le statut matrimonial, le sexe, le travail à temps plein toute l'année, la langue parlée à la maison et le statut autochtone. Notons ici que la variable pour le nombre de semaines travaillées dans l'année précédant le recensement est incluse seulement à travers la variable dichotomique qui indique le statut de travail à temps plein pour toute l'année.

Une définition de ces variables se trouve dans l'annexe 1.

Comme nous l'avons déjà mentionné, la méthode Oaxaca consiste à décomposer les différences de revenus entre deux groupes distincts. Dans cette étude, les hommes autochtones et les hommes canadiens de race blanche correspondent à un exemple de deux groupes distincts. Les Autochtones d'origine simple et ceux d'origines mixtes en sont un autre exemple. À partir des résultats obtenus, nous pouvons décomposer la différence de revenus obtenus en deux effets: l'effet de discrimination (i.e. différences des coefficients) et l'effet de la productivité (différences dans les caractéristiques moyennes). En termes mathématiques, la méthode d'Oaxaca s'écrit comme suit:

$$\ln \bar{W}_1 - \ln \bar{W}_2 = (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)\beta_1 + \bar{X}_2(\beta_1 - \beta_2)$$

les β_1 s sont les paramètres du modèle estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires pour le premier groupe (e.g. les hommes canadiens de race blanche); les β_2 s sont les paramètres du modèle estimé par la méthode des moindres carrés ordinaires pour le deuxième groupe (e.g. les hommes autochtones); les \bar{X}_1 s et les \bar{X}_2 s représentent les moyennes des variables explicatives pour chaque groupe dans l'équation de revenus; les $\ln \bar{W}_1$ s et $\ln \bar{W}_2$ s sont les revenus logarithmes des revenus moyens respectifs pour chaque groupe estimés par la méthode des moindres carrés; la première composante du côté droit de l'équation représente l'effet de la productivité et la deuxième composante représente l'effet de discrimination. Par définition, l'effet de la productivité s'explique par les différences entre les valeurs moyennes des variables explicatives des deux groupes. L'effet de discrimination est défini par les différences entre les paramètres pour les mêmes variables explicatives des équations de revenus des deux groupes.

Avant de commencer l'analyse économétrique, il est important de noter certaines faiblesses rencontrées au niveau des données. Par exemple, les données du recensement de 1996 et de 2001 ne permettent pas de distinguer les Autochtones qui demeurent sur des réserves de ceux qui résident ailleurs au Canada. Dans leurs analyses, Kuhn et Sweetman (1998) ont contourné cette difficulté, en utilisant une combinaison de variables disponibles telles que le loyer mensuel et la région métropolitaine afin d'estimer si la résidence de l'individu est sur une réserve, sachant que les Autochtones n'ont pas à payer de loyer sur les réserves. Toutefois, puisque cette approche ne va pas chercher toute la population autochtone nous ne l'avons pas trouvée assez précise et, nous avons opté de ne pas l'utiliser.

Le fait qu'il puisse exister des caractéristiques sur les variables explicatives qui ne sont pas représentées dans l'équation de revenus est une autre faiblesse à considérer. Par exemple, s'il existe des différences dans la qualité de l'éducation entre deux individus, celle-ci n'est pas considérée dans l'analyse économétrique, puisque nous traitons l'éducation seulement sous la forme du diplôme obtenu et non sur le prestige de l'institution éducative. Par conséquent, si sur le marché du travail, il existe une discrimination envers les individus qui n'ont pas fréquenté une institution prestigieuse, la méthode Oaxaca ne permet pas de la repérer. Ce problème n'est pas exclusif à cette méthode, mais c'est un phénomène complexe qui généralement ne peut pas être expliqué par des études qui utilisent les microdonnées. Finalement, il se peut qu'il y ait un biais de sélection qui existe dans l'échantillon. Le biais de sélection est une erreur de distorsion liée à la méthode utilisée lorsque l'échantillon est sélectionné. Ce phénomène est souvent présent lorsque nous éliminons un groupe d'individu dans une catégorie de variables. Par exemple, dans notre échantillon, pour la variable du revenu, nous avons enlevé tous les individus qui avaient

des revenus nuls. De ce fait, nous augmentons les probabilités de se retrouver avec un biais de sélection dans notre échantillon. S'il y a présence d'un biais de sélection et que les variables explicatives contiennent des caractéristiques discriminatoires, les résultats économétriques seront biaisés. Dans ce cas, la méthode Oaxaca surestimerait l'effet de discrimination. Bien entendu, si le biais de sélection est présent avec des variables explicatives contenant des caractéristiques de productivité, les résultats seront de nouveau biaisés et dans ce cas, la méthode Oaxaca surestimerait l'effet de productivité. Certains chercheurs, incluant De Silva (1999), utilisent la méthode de Heckman afin de tenir compte de ce phénomène. De façon générale, ils n'observent pas de différences significatives entre les résultats obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires et par celle de Heckman. Ce constat nous a permis de supposer que le phénomène de biais de sélection est négligeable. Nous avons donc jugé qu'il n'était pas nécessaire d'utiliser la méthode de Heckman. Nous aurions pu aussi utiliser la méthode des variables instrumentales pour tenir compte de cet effet, mais comme cette méthode présente aussi des faiblesses et puisque nous avons déjà supposé que le biais de sélection est négligeable, nous avons préféré tout simplement ne pas tenir compte de ce facteur.

Résultats des régressions

Pour déterminer si les variables explicatives dans l'équation de revenus peuvent expliquer les différences de revenus, nous utilisons la méthode des moindres carrés ordinaires. La définition des variables de l'équation de revenus est dans l'Annexe 1. Les résultats des régressions pour les données de 1996 et de 2001 se trouvent dans le tableau 3. Pour chaque période d'étude, la régression utilise tous les échantillons d'Autochtones et de Canadiens de race blanche et inclut les hommes et les femmes.

Tableau 3: Résultats des régressions en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.09686*	0.09531*
Exp	0.07526*	0.07095*
Exp2	-0.00120*	-0.00118*
Terre Neuve et Labrador	-0.13255*	-0.13773*
Nouveau Brunswick et Île du Prince Edouard	-0.10704*	-0.10814*
Nouvelle Écosse	-0.19700*	-0.19477*
Québec	-0.04742*	-0.07163*
Manitoba	-0.14776*	-0.11861*
Saskatchewan	-0.13670*	-0.15680*
Alberta	-0.0667*	-0.00315
Colombie Britannique	0.05815*	0.0123
Cma	0.11945*	0.14317*
Sexe	-0.35572*	-0.34558*
Marié	0.16008*	0.14178*
Absr	-0.0358	-0.09799*
Hlnp2	-0.05404*	-0.04931*
Fptwk	0.99522*	0.92566*
Constante	7.12473*	7.37921*
* niveau de signification de 5%		
Nombre d'observations	309 171	325 278
R ²	0.4265	0.4021

En général, les résultats pour 1996 et 2001 ne sont pas surprenants. Dans un premier temps, nous observons qu'il n'y a qu'une variable qui n'est pas significative pour la régression en 1996: celle

qui représente le statut autochtone. Puisque nous allons étudier ce groupe d'individu en détail dans le reste de l'analyse, ce résultat pourrait sembler inquiétant. Toutefois, puisqu'en 1996, il y a un peu plus de 4000 individus qui ont identifié un statut autochtone, il se peut que la petitesse de l'échantillon autochtone en soit une explication prédominante et que la méthode des moindres carrés ordinaires estime avec une faible précision le rendement de cette variable. Cette affirmation se confirme dans les données du recensement de 2001. La population autochtone dans nos échantillons a triplé de 1996 à 2001. De plus, le taux de réponses pour les individus déclarant des origines autochtones en 2001 est nettement plus grand qu'en 1996. Il est passé d'environ de 4000 à plus de 12 000 individus et nous constatons que dans cet échantillon la variable reflétant le statut autochtone est significative. Le taux de natalité supérieur des Autochtones fait aussi en sorte que le taux de croissance de la population Autochtone est supérieur à celle des Canadiens de race blanche. Le domicile de la province de l'Alberta et celui de la province de la Colombie britannique sont les deux variables non significatives dans l'équation de revenus en 2001 .

En abordant la variable de l'éducation, nous constatons que le taux de rendement est de 0.097 en 1996 et de 0.095 en 2001. Dans les deux cas, cela confirme ce que nous avons déjà mentionné: l'éducation a un effet positif sur le revenu. De plus, il ne semble pas à première vue que de 1996 à 2001 il y ait eu un changement significatif sur le rendement de l'éducation sur les revenus. Comme nous aurions pu nous y attendre, il en est de même pour l'expérience. Sur le plan de la répartition géographique, en 1996 et en 2001, nous observons que les variables de toutes les régions géographiques significatives, à l'exception de celle pour la Colombie Britannique en 1996, ont un effet négatif sur le revenu en comparaison avec la province de référence de l'Ontario. La variable qui indique si un individu demeure dans une région

métropolitaine ou non (cma) est parmi la variable qui influence le plus les revenus. Son taux de rendement est de 0.12 en 1996 et de 0.14 en 2001. Ce phénomène peut être expliqué par le fait que les salaires dans les zones métropolitaines sont souvent plus élevés, qu'il y a souvent plus de postes avec des salaires mieux rémunérés, que nous y retrouvons plus de travailleurs possédant des expertises et des niveaux supérieurs d'éducation et que le travail à temps plein est plus fréquent, donc moins de travail de type saisonnier.

Il n'est pas étonnant de constater que les résultats révèlent que la condition féminine a un effet négatif sur le revenu. Encore aujourd'hui, nous retrouvons une discrimination dans certains emplois et chez certains employeurs envers les femmes. Par conséquent, souvent les femmes se retrouvent dans des postes moins rémunérés. D'autres facteurs contribuent aussi à expliquer cet écart. En outre, les femmes plus que les hommes, accordent davantage du temps aux responsabilités familiales et le travail passe souvent au deuxième rang. Dans la majeure partie du temps, ce sont elles qui s'absentent du travail pour des congés reliés aux obligations familiales tels que le congé de maternité et lorsque les enfants sont malades. Ce manque de disponibilité au travail peut leur nuire pour accéder à des postes supérieurs. Cette dernière variable, indiquant si l'individu en question est un homme ou une femme, est celle qui influence le plus les revenus avec un taux de rendement de -0.36 en 1996 et de -0.35 en 2001. La langue parlée à la maison et le statut matrimonial sont deux autres facteurs influençant le revenu. Nous observons que les revenus des individus mariés sont généralement plus élevés de ceux des autres catégories. Ce phénomène est peut-être lié au fait que les individus mariés vivent plus de stabilité. Par conséquent, ils ont plus de temps à consacrer à leur travail. Les résultats démontrent aussi que les individus qui parlent une ou les deux langues officielles à la maison ont en moyenne des revenus plus élevés. Il est aisé de constater que c'est un atout que de travailler dans sa propre langue.

L'origine semble aussi être un facteur déterminant du revenu puisque les Autochtones en moyenne ont des revenus inférieurs aux Canadiens de race blanche. Le taux de rendement significatif en 2001 associé à la variable indiquant si l'individu dans l'échantillon est d'origine autochtone (abrs) est de -0.098. Ce résultat est significatif économiquement puisqu'il explique en moyenne 10% de l'écart de revenu entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche. Il existe plusieurs interprétations pour ce résultat. La discrimination des employeurs envers les individus autochtones pourrait être une raison. Il va sans dire que l'analyse statistique révèle dans les deux cas que tous les individus travaillant à temps plein, tant les Autochtones que les Canadiens de race blanche, ont des revenus supérieurs aux travailleurs à temps partiel. Tous les résultats discutés ci-haut et obtenus en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires sont conformes aux phénomènes observés avec les statistiques descriptives et la littérature déjà existante. Nous pouvons donc conclure que l'équation de revenus utilisant les variables explicatives qui se trouvent dans le deuxième tableau est réaliste et adéquate. De plus, nous pouvons déduire que le rendement de chaque variable explicative de 1996 à 2001 n'a pas changé de manière importante.

Analyse de décomposition des écarts de revenus

Nous avons utilisé la méthode Oaxaca pour analyser la différence de revenus entre tous les Autochtones et les Canadiens de race blanche en 1996 et en 2001. Considérant les différents rôles exercés par les hommes et les femmes dans leurs communautés, nous avons fait l'analyse séparément pour ces deux groupes. Les résultats de cette analyse sont inscrits dans les tableaux 4 et 5. Les tableaux A1, A2, A3 et A4 de l'annexe 2 contiennent les résultats des régressions utilisées.

Tableau 4: Comparaison des revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche - 1996

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Educ	-0.12524	0.02282	-0.14806	-0.04997	0.02262	-0.07259
Exp**	0.0002	0.04928	0.04904	0.07636	0.05803	0.01833
Rés.**	-0.0642	-0.0019	-0.06127	-0.02482	-0.0019	-0.02291
Cma	0.01597	0.00187	0.01541	0.036	0.00406	0.03195
Marié	0.0197	0.02179	-0.0021	-0.01463	0.00651	-0.02114
Hlnp2	0.00063	-0.0004	0.00098	-0.001	-0.0002	-0.0008
Fptwk	0.02819	0.05893	-0.03074	0.07771	0.08259	-0.00488
Constante	0.2632	0	0.2632	0.12189	0	0.12189
** Cette variable regroupe une série de variables. Prière de contacter l'auteur pour sa décomposition.						
Total	0.1395	0.1524	-0.0129	0.22156	0.17169	0.04987

Tableau 5: Comparaison des revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche - 2001

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Educ	0.21603	0.0865	0.12953	0.05173	0.09316	-0.04144
Exp**	0.07908	0.03084	0.04824	0.06613	0.03804	0.02809
Rés.**	-0.01474	0.0009	-0.01567	0.00105	0.0006	0.00046
Cma	-0.0016	0.0139	-0.01546	0.05664	0.02223	0.03441
Marié	-0.0035	0.02057	-0.02409	-0.0333	0.00544	-0.03874
Hlnp2	0.0121	0.00494	0.00716	-0.01226	0.00255	-0.0148
Fptwk	0.05634	0.1133	-0.05696	0.01378	0.0719	-0.05813
Constante	0.02988	0	0.02988	0.1939	0.00000	0.1939
** Cette variable regroupe une série de variables. Prière de contacter l'auteur pour sa décomposition.						
Total	0.37361	0.27098	0.10263	0.33768	0.23392	0.10376

Lorsque nous comparons les données de 1996 et 2001 des Autochtones et des Canadiens de race blanche avec la méthode Oaxaca, nous observons des différences importantes dans les écarts de revenus entre les hommes et les femmes durant ces deux années. À première vue, les résultats de 1996 représentent moins précisément les différences de revenus observées précédemment entre les hommes et les femmes dans l'analyse des statistiques descriptives. Toutefois, les résultats obtenus en utilisant les données de 2001 et le même modèle économétrique sont conformes aux analyses précédentes des statistiques descriptives de 1991 et à la littérature dans ce domaine puisqu'ils démontrent une différence significative de revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche. En 1996, chez les hommes, cette différence de revenus est de 14% alors qu'elle est de 22% chez les femmes. Nous observons une différence significative lorsque nous comparons ces résultats à ceux obtenus par De Silva (1999) en utilisant les données du recensement de 1991. Tout comme Pendakur et Pendakur (2002, 2006), il observait des différences de revenus plus prononcées chez les hommes que chez les femmes. En 2001, nous obtenons des résultats semblables à ceux de 1991, bien que beaucoup moins prononcés. Chez les hommes, l'écart de revenus est de 37% alors qu'il est de 34% chez les femmes. Nous constatons ici une nette amélioration quant à l'équité salariale chez les femmes et peut-être même dans les répartitions des rôles sociaux entre les femmes et les hommes, qui comme nous l'avons déjà mentionné a une influence sur le revenu. En 1996, parmi les variables explicatives de l'équation de revenus, la variable qui représente le nombre total d'années d'étude (*educ*) indique que les Autochtones ont un taux de rendement supérieur aux Canadiens de race blanche pour l'éducation. Par conséquent, nous devrions nous attendre à avoir des écarts de revenus pratiquement nuls ou encore plus élevés pour les Autochtones. Ce n'est toutefois pas le

cas puisque les Canadiens de race blanche affichent des revenus supérieurs. Nous observons cette irrégularité tant chez les hommes que chez les femmes, mais elle est plus prononcée chez les hommes. Cette inégalité s'explique par le fait que les différences dans les caractéristiques personnelles et sociales entre les deux groupes font que l'effet de la productivité favorise des revenus supérieurs pour les Canadiens de race blanche. Toutefois, les différences observées dans les paramètres du modèle expliquent l'effet total négatif de cette variable sur l'écart de revenus entre les deux groupes. Chez les hommes, l'effet total de la variable de l'éducation diminue l'écart de revenus entre les Canadiens de race blanche et les Autochtones de moitié avec un effet total de -13 points de pourcentage. Chez les femmes, son influence est de -5 points de pourcentage sur l'écart de revenus total observé entre les deux groupes. Parmi toutes les variables du modèle pour déterminer l'effet de productivité, celle de l'éducation semble être une des causes prédominantes des écarts observés entre les résultats de De Silva et de ceux obtenus en utilisant les données de 2001.

Contrairement en 1996, en 2001, la variable pour l'éducation est parmi celles qui influencent positivement le plus la différence totale de revenus observée. Cet effet de l'éducation est beaucoup plus prononcé chez les hommes que chez les femmes. Dans sa globalité, le facteur de l'éducation contribue à presque la moitié de la différence de revenus chez les hommes. Dans ce cas, l'effet de discrimination contribue à près de 60% de l'influence globale de ce facteur. Chez les femmes, l'effet discriminatoire est opposé. Le facteur de l'éducation semble contribuer à une plus grande rémunération que chez les femmes canadiennes de race blanche. L'effet de productivité joue aussi un rôle important pour cette variable, tant chez les hommes que chez les femmes. Le niveau inférieur d'étude des Autochtones est sans aucun doute la cause prédominante

de cet effet.

L'expérience est une autre variable qui influence l'écart de revenus. Nous observons un effet semblable chez les femmes en 1996 et en 2001. Chez les hommes, l'effet de cette variable est beaucoup plus prononcé en 2001 qu'en 1996. En 1996, il ne contribue que de 0.02 point de pourcentage de la différence de revenus entre les hommes (du 14%) et de 8 points de pourcentage de la différence entre les femmes (du 22%). En 2001, nous observons qu'il contribue à créer 8 points de pourcentage de la différence de revenus entre les hommes (du 37%) et de 7 points de pourcentage de la différence entre les femmes (du 34%). Dans presque tous les cas, selon l'analyse d'Oaxaca, l'expérience contribue presque également à l'effet de productivité qu'à l'effet de discrimination pour les deux groupes. Comme nous l'avons déjà mentionné dans les statistiques descriptives, les Autochtones sont généralement plus jeunes que les Canadiens de race blanche. Par conséquent, leur niveau d'expérience sera moins élevé puisque que la variable de l'expérience est définie par l'âge moins le nombre d'années d'éducation moins la constante 6. Considérant ce facteur, nous pouvons donc conclure que les Autochtones sont automatiquement défavorisés sur le plan de l'expérience. L'effet de discrimination vient du fait que le rendement de l'expérience pour les Autochtones n'a pas la même importance que pour les Canadiens de race blanche. L'effet de productivité s'explique par les différences qui existent entre le niveau d'expérience des Autochtones et celui des Canadiens de race blanche dû à leurs différences d'âges en moyenne.

La variable permettant de déterminer si un individu a travaillé à temps plein toute l'année (ftptwk) favorise aussi l'écart de revenus. En 1996, elle contribue de 3 points de pourcentage chez les hommes et de 12 points de pourcentage chez les femmes. En 2001, elle influence encore

considérablement l'écart de revenus entre les deux groupes chez les hommes en contribuant à 6 points de pourcentage. Ces résultats s'expliquent par le fait qu'il y a moins d'Autochtones qui travaillent à temps plein sur le marché du travail, que ceux-ci travaillent généralement moins de semaines par année et par conséquent, travaillent en moyenne moins d'heures par semaine que les Canadiens de race blanche. Toujours en 2001, les résultats diffèrent pour les femmes autochtones. L'écart est beaucoup moins prononcé. L'écart de revenus entre les Autochtones et les Canadiennes de race blanche est principalement dû à l'ampleur de la contribution de la constante dans l'équation de revenus qui explique la majorité des différences de revenus, soit 19 points de pourcentage du 34%. Puisque la constante inclut des facteurs non-observés et la contribution des variables de références dans l'équation, il est difficile d'interpréter la ou les sources qui influencent l'écart de revenus entre les femmes autochtones et les femmes canadiennes de race blanche. En 1996, la constante est aussi une variable qui a un effet prédominant sur les différences de revenus observées entre les deux groupes, tant chez les hommes que chez les femmes. Ceci indique qu'il y a des facteurs influants sur les écarts de revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche en 1996 et peut-être aussi en 2001 qui ne sont pas dans le modèle. Par exemple, l'industrie du travail et le domaine d'étude pourraient être parmi ces facteurs.

Dans son étude, De Silva affirme que les différences de revenus s'expliquent principalement par l'effet de productivité et non par celui de discrimination. Notre étude confirme cette affirmation lorsque nous analysons les résultats des données du recensement de 1996 et de 2001. En 1996, chez les hommes nous observons que l'effet de productivité explique tous les écarts de revenus observés entre les deux groupes et que chez les femmes l'effet de

productivité explique 77% des différences, alors que l'effet de discrimination en explique que 23%. En 2001, bien que les résultats parfois semblent affirmer que l'effet de *discrimination* soit prédominant, une analyse de toutes les variables de l'équation de revenus révèle, tant chez les hommes que chez les femmes, que l'effet de productivité explique environ 70% de la différence de revenus alors que l'effet de *discrimination* en explique que 30%. Le fait que moins de réserves aient été exclues en 2001 qu'en 1996 contribue probablement aux différences entre les résultats de 1996 et de 2001 dans ce cas. Même s'il existe des différences dans les causes et dans l'ampleur des écarts de revenus entre les deux groupes de 1991 à 2001, nous notons que l'ampleur de chaque type d'effet reste semblable à travers le temps, c'est-à-dire que l'effet de productivité prédomine dans tous les cas.

Parmi la définition des Autochtones, nous retrouvons deux catégories distinctes: les Autochtones ayant une origine simple et ceux d'origines mixtes. Nous avons tenu compte de cette variable pour déterminer s'il existe des distinctions sur le marché du travail entre les deux groupes et quelle en est la valeur. Les tableaux 6 à 9 donnent les résultats obtenus de la comparaison des revenus entre les Canadiens de race blanche et les deux groupes distincts d'Autochtones. Les résultats plus détaillés des régressions se trouvent dans les tableaux A2 et A4 à A8 de l'annexe 2. Il est important de noter que dans l'analyse des données de 1996, lorsque nous séparons les deux groupes d'Autochtones, nous retrouvons des tailles de population autochtone très petites. Donc, les résultats obtenus en 1996 dans cette section ne sont pas aussi significatifs que nous l'aurions souhaités. Nous observons que la participation moindre des Autochtones au recensement de 1996 semble être une cause prédominante de ce phénomène.

Tableau 6: Comparaison des revenus entre les Autochtones d'origine simple et les Canadiens de race blanche - 1996

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Educ	0.52464	0.12571	0.39893	0.40788	0.18571	0.22216
Exp**	0.38619	-0.03601	0.4222	0.31309	0.03207	0.34516
Rés.**	0.2279	-0.0028	0.23069	0.11407	0.00205	0.11202
Cma	0.0801	0.00197	0.07903	0.06683	0.02281	0.044021
Marié	0.00388	0.05261	-0.04873	0.099881	0.01004	0.08876
Hlnp2	0.02847	0.0007	0.02778	-0.00576	0.00094	-0.00671
Fptwk	0.15523	0.08157	0.07365	0.11697	0.12967	-0.0127
Constante	-1.18325	0	-1.18325	-0.57928	0	-0.57928
** Cette variable regroupe une série de variables. Prière de contacter l'auteur pour sa décomposition.						
Total	0.22405	0.22375	0.0003	0.53259	0.31916	0.21343

Tableau 7: Comparaison des revenus entre les Autochtones d'origine simple et les Canadiens de race blanche - 2001

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Educ	0.41643	0.15639	0.26005	0.54503	0.19386	0.35117
Exp**	0.09228	-0.01301	0.10529	-0.0116	-0.0087	-0.00294
Rés.**	0.04669	0.01098	0.0357	0.14162	0.00545	0.13617
Cma	0.00747	0.03038	-0.0229	0.07842	0.05405	0.02437
Marié	-0.0064	0.02834	-0.03477	-0.02827	0.0007	-0.03517
Hlnp2	0.0149	0.01422	0.0007	-0.03712	0.00809	-0.045218
Fptwk	0.37182	0.13774	0.18284	0.03422	0.08912	-0.54902
Constante	-0.07868	0	-0.07868	-0.24849	0	-0.24749
** Cette variable regroupe une série de variables. Prière de contacter l'auteur pour sa décomposition.						
Total	0.63039	0.41015	0.22024	0.47481	0.34882	0.12599

Les résultats démontrent que ce sont les Autochtones d'origine simple qui accusent des écarts de revenus les plus importants, tout comme l'a déjà observé De Silva. En 1996, chez les hommes autochtones d'origine simple, cette différence est de 22% alors que chez les femmes, elle est de 53%. En 2001, chez les hommes la différence est beaucoup plus prononcée. Elle est de 63%. Chez les femmes, la différence entre 1996 et 2001 varie légèrement à 47%. Pour cette analyse, nous observons que la variable de l'éducation en 1996 et en 2001 contribue pour la majeure partie à la différence de revenus. Dans tous les cas, cette variable a légèrement plus d'impact sur l'effet de *discrimination* que sur celui de la productivité puisque chez les Autochtones d'origine simple, le niveau d'éducation est inférieur et son rendement est moindre. En 1996, nous observons le même phénomène pour la variable de l'expérience. Toutefois, en 2001, nous remarquons certaines irrégularités à ce sujet. Chez les hommes, cette variable contribue de façon positive aux différences de revenus alors que chez les femmes, elle y contribue négativement. Bien que les résultats chez les femmes semblent un peu hors de l'ordinaire, nous ne pouvons pas dans ce cas-ci, prendre au sérieux la contribution de la variable de l'expérience car l'ampleur de son effet total est très faible. Le lieu de résidence (Rés.) est aussi un facteur influant en 1996 et en 2001. En 1996, nous observons que les Autochtones d'origine simple demeurant à l'extérieur de l'Ontario subissent des plus grands écarts de revenus avec les Canadiennes de race blanche que celles qui demeurent en Ontario. Cet effet est aussi évident en 2001, mais il est presque trois fois plus prononcé chez les femmes que chez les hommes. Comme pour la variable de l'éducation, la variable du lieu de résidence contribue davantage à l'effet de *discrimination* qu'à l'effet de productivité.

La variable du travail à temps plein explique aussi en grande partie les différences de revenus observées. En 1996, pour ce groupe d'Autochtones d'origine simple, l'effet de la variable du travail à temps plein est semblable chez les hommes et chez les femmes. Toutefois, en 2001, l'effet de cette variable est beaucoup plus prononcé chez les hommes que chez les femmes. Chez les femmes de 1996 à 2001, la progression de l'effet de cette variable est presque quatre fois plus grande alors que chez les hommes elle double.

Encore une fois, dans tous les cas, lorsque toutes les variables sont considérées, tant chez les hommes que chez les femmes, c'est l'effet de productivité qui prédomine. En 1996, chez les hommes, l'effet de productivité explique presque entièrement les différences de revenus observées entre les Canadiens de race blanche et les Autochtones d'origine simple. Chez les femmes, cette effet explique 60% de l'écart. Les résultats sont similaires en 2001. L'effet de productivité explique chez les hommes 41 points de pourcentage (du 63%) et 35 points de pourcentage chez les femmes (du 47%). Par ailleurs, en 2001, l'effet de *discrimination* explique que 22 points de pourcentage de l'écart chez les hommes et que 13 points de pourcentage chez les femmes. Dans les deux cas, la différence de revenus observée entre les deux groupes provient en majorité des différences dans les caractéristiques personnelles et sociales des individus et non de la discrimination envers les Autochtones d'origine simple.

Les Autochtones d'origines mixtes n'ont pas les mêmes différences de revenus avec les Canadiens de race blanche que les Autochtones d'origine simple. Cette différence chez les hommes est de 18% en 1996 et de 24% en 2001 alors que chez les femmes, elle est de 20% en 1996 et de 27% en 2001. Dans ces cas, les femmes autochtones d'origines mixtes semblent plus défavorisées que les hommes autochtones d'origines mixtes sur le marché du travail. Notons ici

que les résultats pourraient être différents si nous avons tenu compte du nombre d'heures rémunérées par semaine, puisque les femmes travaillent généralement moins d'heures par semaine que les hommes et que la définition utilisée pour indiquer le travail à temps plein dans cette analyse ne contrôle pas cette variable.

Tableau 8: Comparaison des revenus entre les Autochtones d'origines mixtes et les Canadiens de race blanche - 1996

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Educ	-0.16951	0.01589	-0.1854	-0.02813	0.01173	-0.03986
Exp**	-0.02575	0.05502	-0.08077	0.06396	0.06404	-0.00403
Rés.**	-0.07694	-0.0019	-0.07508	-0.03443	-0.0022	-0.03226
Cma	0.01571	0.00186	0.01385	0.03569	0.00281	0.03288
Marié	0.02462	0.01972	0.00491	-0.01971	0.00627	-0.02598
Hlnp2	-0.0017	0	-0.0013	-0.001	0	-0.0004
Fptwk	0.02391	0.0574	-0.03349	0.07417	0.07945	-0.00528
Constante	0.38812	0	0.38812	0.10973	0	0.10973
** Cette variable regroupe une série de variables. Prière de contacter l'auteur pour sa décomposition.						
Total	0.17845	0.1476	0.03085	0.2006	0.16185	0.03875

Tableau 9: Comparaison des revenus entre les Autochtones d'origines mixtes et les Canadiens de race blanche - 2001

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Educ	0.12824	0.05015	0.07809	-0.02111	0.04667	-0.02578
Exp**	0.03785	0.05364	0.01579	0.08894	0.05961	0.02933
Rés.**	-0.05168	-0.0043	-0.04739	-0.04628	-0.0017	-0.05562

Tableau 9 (suite): Comparaison des revenus entre les Autochtones d'origines mixtes et les Canadiens de race blanche - 2001

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Cma	0.01626	0.00532	0.01093	0.05784	0.00754	0.05031
Marié	0.01302	0.01652	-0.0035	-0.03166	0.00477	-0.03642
Hlnp2	0.00387	0.00011	0.00376	-0.0004	0	-0.0004
Fptwk	0.02753	0.07714	-0.04961	0.00276	0.06396	-0.0612
Constante	0.06655	0	0.06655	0.41497	0	0.41497
** Cette variable regroupe une série de variables. Prière de contacter l'auteur pour sa décomposition.						
Total	0.24164	0.1986	0.04304	0.27502	0.18087	0.09416

De façon générale, dans ce groupe en 1996 et en 2001, la plupart des variables de l'équation de revenus semblent contribuer de façon plus ou moins égales aux différences de revenus observées. Néanmoins, pour chaque année étudiée, nous observons certaines irrégularités. Chez les hommes, la variable de l'éducation fait exception. En 1996, elle contribue à atténuer l'écart de revenus observé entre les deux groupes de moitié alors qu'en 2001, cette variable contribue pour près de la moitié de la différence de revenus, clairement un effet opposé. En 1991, la variable de l'éducation dans le modèle de De Silva contribue positivement à l'écart de revenus entre les Canadiens de race blanche et les Autochtones d'origines mixtes. Nous pouvons en déduire que les résultats de 1996 ne suivent pas la tendance de 1991 et de 2001. Cette divergence pourrait s'expliquer par le fait que la taille de l'échantillon de la population autochtone d'origines mixtes est trop petite en 1996. Ainsi, le modèle ne rend pas adéquatement la réalité. Il est important de noter que la taille de l'échantillon en 2001 pour le groupe d'Autochtones d'origines mixtes est supérieure à celle de 1996 et par conséquent il y a une forte chance que les résultats

représentent plus précisément la situation des Autochtones sur le marché du travail Canadien. Chez les femmes, c'est l'expérience de travail qui contribue pour plus ou moins un tiers de l'écart de revenus observé en 1996 et en 2001. De plus, celle-ci influence, dans les deux années, l'effet de productivité et celui de la *discrimination*. Pour ces deux variables, l'éducation et l'expérience de travail, les explications économiques exposées précédemment tiennent encore. Par ailleurs, chez les hommes en 1996 et chez les femmes en 2001, la constante semble encore expliquer en grande partie l'écart de revenus. Elle explique 39 points de pourcentage de l'écart chez les hommes en 1996 et 42 points de pourcentage de l'écart chez les femmes en 2001. Ceci indique qu'il existe d'autres variables explicatives qui ne sont pas dans notre modèle, mais qui auraient pu être incluses. De nouveau, le rapport entre la répartition des deux effets est un dernier point intéressant à soulever. En 1996 et en 2001, l'effet de productivité domine tant chez les hommes que chez les femmes. Il contribue chez les hommes en 1996 pour 15 points de pourcentage et pour 20 points de pourcentage en 2001. Chez les femmes, sa contribution est de 16 points de pourcentage en 1996 et de 18 points de pourcentage en 2001. Nous notons que même si l'effet de *discrimination* est faible, il est légèrement plus prononcé chez les femmes que chez les hommes.

Tableau 10: Comparaison des revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche travaillant à temps plein durant toute l'année seulement - 2001

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Educ	0.09056	0.06328	0.02723	0.2759	0.06853	0.20737
Exp**	0.01691	0.0207	-0.0038	0.02251	0.01917	0.00335
Rés.**	-0.02583	0.00285	-0.02868	-0.02618	-0.0015	-0.02472

Tableau 10 (suite): Comparaison des revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche travaillant à temps plein durant toute l'année seulement - 2001

	Hommes			Femmes		
	Effet total	Effet prod.	Effet disc.	Effet total	Effet prod.	Effet disc.
Cma	0.00828	0.01556	-0.0073	0.06735	0.02126	0.04609
Marié	0.0024	0.01299	-0.01059	-0.03074	0.00201	-0.03274
Hlnp2	0.00194	0.008	-0.00607	-0.00389	0.00541	-0.0093
Constante	-0.00152	0	-0.00152	-0.14392	0	-0.14392
** Cette variable regroupe une série de variables. Prière de contacter l'auteur pour sa décomposition.						
Total	0.18796	0.12373	0.06423	0.16103	0.11491	0.04612

Comme dernière analyse, nous comparons les travailleurs à temps plein durant toute l'année pour tous les Autochtones et pour les Canadiens de race blanche puisqu'ils représentent un échantillon significatif sur le marché du travail. Les résultats obtenus par la méthode Oaxaca pour cette analyse en 2001 sont présentés dans le tableau 10. Puisque les résultats obtenus en utilisant la méthode Oaxaca avec les données du recensement de 1996 pour ce groupe de travailleur donnent des résultats erronés, c'est-à-dire qu'ils révèlent que les Autochtones font en moyenne plus du double de revenus des Canadiens de race blanche, nous discutons seulement des résultats de 2001. Néanmoins, comme certains coefficients des paramètres estimés par la méthode des moindres carrés ordinaires dans l'équation de revenus pour les hommes et les femmes travaillant à temps plein durant toute l'année sont intéressants, nous les soulignons dans cette section. Les résultats complets pour 2001 et 1996 se trouvent dans les tableaux A9, A10, A11 et A12 de l'annexe 2.

Premièrement, nous observons que les hommes autochtones subissent comme nous l'avons déjà mentionné à plus d'une reprise, une plus grande différence de revenus avec les

Canadiens de race blanche que les femmes autochtones. Chez les hommes, l'écart de revenus est de 19% alors qu'elle est que de 16% chez les femmes. De Silva avec les données de 1991 a obtenu 16% pour les hommes et 14% pour les femmes. Par ailleurs, les Pendakur affirmaient dans une de leurs études que durant les années 1990, les différences salariales entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche augmentaient légèrement. Nous pouvons donc conclure que la légère augmentation observée dans notre analyse suit la tendance précédente. Ce sont les variables de l'éducation et de l'expérience qui expliquent surtout les différences de revenus entre les deux groupes chez les hommes et chez les femmes. Lorsque nous analysons les résultats de 1996, nous observons que le taux de rendement pour ces deux variables chez les hommes et chez les femmes se trouve parmi les ordres de grandeur dont nous aurions pu nous y attendre. De plus, c'est encore l'effet de productivité qui explique environ 70% des différences de revenus alors que l'effet de *discrimination* contribue à la balance de l'écart. De plus, comme l'ont soulevé De Silva et les Pendakurs, bien que l'effet de discrimination ne soit pas la cause dominante des différences de revenus, il se peut qu'elle joue un rôle plus important que les résultats l'impliquent puisque nous observons dans notre dernière analyse que les différences de revenus sont beaucoup plus élevés lorsque les travailleurs à temps partiel sont inclus dans l'échantillon. De ce fait, il se peut que les Autochtones subissent une discrimination envers les postes hautement rémunérés et demeurent confinés dans des postes à temps partiel. D'autre part, nous devons tenir compte aussi de leur héritage culturel qui fait en sorte que nous retrouvons peut-être plus de travail saisonnier et par conséquent moins de travailleurs autochtones à temps plein durant toute l'année.

De façon générale, nos résultats sont en conformité avec ceux de De Silva qui révèlent que les écarts de revenus entre les Autochtones et les Canadiens de race blanche ont diminué de 1991

à 1996 et qu'ils ont augmenté de 1996 à 2001. Nous observons même que dans l'ensemble, les écarts sont plus grands en 2001 qu'en 1991. Bien que l'effet des nouvelles politiques gouvernementales brièvement discutées au début du texte ait probablement influencé la variation des écarts de revenus et du niveaux de vie entre ces deux groupes, nous devons nous demander si ces fluctuations ne sont pas davantage liées à la situation économique canadienne de 1996 et de 2001. La stabilité économique du Canada diffère grandement pendant ces deux périodes et cela a influencé tout l'ensemble de la population canadienne. En 1996, le Canada sortait d'une période de récession alors qu'en 2001, la situation économique du Canada était beaucoup plus favorable. Ce phénomène non capté par le modèle pourrait avoir contribué aussi aux fluctuations des écarts de revenus à travers le temps. Dans ce cas, nous pourrions avancé que le statut économique du Canada semble moins affecter les Autochtones que le reste de la population canadienne.

Conclusion

Les résultats de notre analyse révèlent qu'il existe encore des disparités salariales marquées entre les Canadiens de race blanche et les Autochtones. Ces différences ont subi une légère augmentation entre 1991 et 2001 comme l'avaient soulevé les Pendakur dans une de leurs études. Plus précisément, les écarts de revenus ont diminué de 1991 à 1996 alors qu'ils ont augmenté de 1996 à 2001 à des niveaux supérieurs à ceux de 1991. De plus, en 1991 et en 2001, ces écarts sont plus prononcés chez les hommes que chez les femmes, alors qu'en 1996, nous retrouvons le contraire. Lorsque tous les Autochtones sont inclus dans l'analyse des différences de revenus, les écarts entre les deux groupes sont chez les hommes de 14% en 1996 et de 37% en 2001. Chez les femmes, ces écarts sont de 22% en 1996 et de 34% en 2001. De Silva, obtenait des

différences de 34% chez les hommes et de 23% chez les femmes en 1991. Nous observons alors une différence chez les hommes de 20 points de pourcentage entre 1991 et 1996 et de 14 points de pourcentage entre les résultats de 1996 et de 2001. Chez les femmes, la variation à travers les décennies n'est pas aussi prononcée. Nous observons des écarts de revenus de un point de pourcentage entre les résultats de 1991 et de 1996 et de 12 points de pourcentage entre 1996 et 2001.

Il ne faut pas oublier que puisque les résultats de 1991 proviennent d'une autre étude, les définitions des variables explicatives dans l'équation de revenus varient légèrement. Lorsque nous considérons seulement les travailleurs à temps plein durant toute l'année pour tous les Autochtones et les Canadiens de race blanche, les différences de revenus diminuent. Ici, nous pouvons constater que les Autochtones sont défavorisés puisqu'ils occupent souvent des emplois à temps partiel. Toutefois, il est intéressant d'observer la progression entre les résultats de 2001 et ceux de De Silva en 1991. En 2001, nous obtenons des écarts de 18% chez les hommes et de 16% chez les femmes. Ces résultats sont presque identiques à ceux obtenus par De Silva, qui notait des différences de 16% et de 15% respectivement. Par ailleurs, en 1996 et en 2001 lorsque nous considérons les deux groupes, nous observons que les revenus des Autochtones d'origine simple sont moins élevés que ceux des Autochtone d'origines mixtes. Par conséquent, les écarts de revenus entre les Canadiens de race blanche et les Autochtones d'origine simple sont plus élevés.

L'analyse de l'équation de revenus et les définitions des groupes d'Autochtones permettent de conclure, que les différences dans les caractéristiques personnelles et sociales entre les deux groupes expliquent dans la majorité des cas étudiés environ 70% des écarts de revenus observés. Par conséquent, ce n'est pas principalement la discrimination des employeurs qui

influence le plus le niveau inférieur de revenus des Autochtones. Il est plus probable que cet écart provienne en majorité de leurs niveaux inférieurs d'éducation, de leurs participations à temps plein moins élevées, de leurs expériences et de leurs lieux de résidence. Lorsque nous comparons nos résultats à ceux de l'étude de De Silva, nous obtenons globalement les mêmes conclusions et ce, même après avoir légèrement modifié la spécification de l'équation de revenus. Il serait intéressant dans d'autres études d'analyser si les différences dans les caractéristiques personnelles et sociales entre les deux groupes pourraient provenir de la discrimination au niveau de ces caractéristiques.

De plus, il serait intéressant d'étendre cette analyse au recensement de 1986 et au prochain recensement pour voir à l'effet plus à long-terme des fluctuations observées dans cette étude de 1991 à 2001. Nous pourrions aussi approfondir l'analyse en incluant l'effet des politiques gouvernementales sur la participation des Autochtones au marché du travail canadien. La même étude pourrait aussi tenter de développer plus en détail l'effet du statut économique du Canada sur les fluctuations des écarts de revenus entre les deux groupes. De cette façon, lors des consultations avec les Autochtones et lors du développement de nouvelles politiques, nous pourrions tenir compte des facteurs qui influencent de façon prédominante les différences de revenus.

Références

- Benjamin, D., Gunderson, M. et Riddell C. W. (2002). "Labour Market Economics: Theory, Evidence and Policy in Canada (cinquième édition)" Mc Graw-Hill Ryerson Limited, 642 pages.
- Bernier, R. (1997). "The Dimensions of Wage Inequality among Aboriginal Peoples" Statistics Canada no. 109, 1-29.
- De Silva, A. (1999). "Wage Discrimination Against Natives" Canadian Public Policy - Analyse de Politiques 25, no.1, 66-84.
- Drost, H.(1994). "Schooling, Vocational Training and Unemployment: The Case of Canadian Aboriginals" Canadian Public Policy - Analyse de Politiques 20, no.1, 52-65.
- Drost, H. et Richards, J. (2003). "Income On- and Off-Reserve: How Aboriginals are Facing" C.D. Howe Institute no. 175, 1-25.
- George, P. et Kuhn, P. (1994). "The Size and Structure of Native-White Wage Differentials in Canada" The Canadian Journal of Economics 27, no. 1, 20-42.
- Johnston, J. et Pinaro J. (1997). "Economic Methods (Fourth Edition)" McGraw Hill Companies Inc., 449-450.
- Kuhn, P. et Sweetman, A. (1998). "Assimilation and Economic Success in an Aboriginal Population: Evidence from Canada" Canadian International Labour Network wp18, 1-40.
- Kuo, C.Y. (1975/76). "The Effect of Education on the Earnings of Indian, Eskimo, Metis and White Workers in the Mackenzie District of Northern Canada" Economic Development and Cultural Change 24, 387-398.

Pendakur, K., et Pendakur, R. (2002). "Colour My World: Have Earnings Gaps for Canadian-Born Ethnic Minorities Changes over Time?" Canadian Public Policy - Analyse de Politiques 28, no.4, 489-512.

Pendakur, K., et Pendakur, R. (2006). "Glass Ceilings for Ethnic Minorities" [unpublished]
http://www.sfu.ca/~pendakur/pendakur_and_pendakur_glass_ceiling.pdf.

Statistique Canada (2003), "Peuples autochtones du Canada : un profil démographique"
<http://www.statcan.ca/Daily/Francais/980113/q980113.htm>

Walters, D., White, W., et Maxim, P. (2004). "Does Post Secondary Education Benefit Aboriginal Canadians? An Examination of Earnings and Employment Outcomes for Recent Aboriginal Graduates" Canadian Public Policy - Analyse de Politiques 30, no 3, 283-301.

Annexe 1 - Description des variables dans les régressions

Cette annexe donne une brève description de la définition des variables utilisées pour l'analyse statistique.

Caractéristiques personnelles

Educ	Le nombre total d'années d'étude
Exp	Indique le nombre d'années d'expérience potentielle ($\hat{\text{Age}} - \text{Educ} - 6$)
Exp ²	Le carré du nombre d'années d'expérience potentielle

Définitions des variables dichotomiques

Province de résidence

Terre Neuve et Labrador

Prend la valeur 1 si l'individu demeure à Terre Neuve et Labrador et 0 sinon

Nouveau Brunswick et Île du Prince Édouard

Prend la valeur 1 si l'individu demeure au Nouveau Brunswick ou à l'Île du Prince Édouard et 0 sinon

Nouvelle Écosse

Prend la valeur 1 si l'individu demeure en Nouvelle Écosse et 0 sinon

Québec

Prend la valeur 1 si l'individu demeure au Québec et 0 sinon

Ontario

Prend la valeur 1 si l'individu demeure en Ontario et 0 sinon (variable de référence)

Manitoba

Prend la valeur 1 si l'individu demeure au Manitoba et 0 sinon

Saskatchewan

Prend la valeur 1 si l'individu demeure en Saskatchewan et 0 sinon

Alberta

Prend la valeur 1 si l'individu demeure en Alberta et 0 sinon

Colombie Britannique

Prend la valeur 1 si l'individu demeure en Colombie Britannique et 0 sinon

Région métropolitaine

Cma

Prend la valeur 1 si l'individu demeure dans une région métropolitaine et 0 sinon

Statut matrimonial

Marié

Prend la valeur 1 si l'individu est marié et 0 sinon

Langue parlée à la maison

Hlnp2

Prend la valeur 1 si l'individu parle une autre langue que le français ou l'anglais à la maison et 0 sinon

Sexe

Sexe Prend la valeur 1 si l'individu est une femme et 0 sinon

Ethnicité

Absr Prend la valeur 1 si l'individu est Autochtone et 0 sinon

Temps plein/Temps partiel

Fptwk Prend la valeur 1 si l'individu travaille à temps plein toute l'année (48 semaines et plus par année et 30 heures et plus par semaine) et 0 sinon

Annexe 2 - Résultats des régressions

Tableau A1: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Tous les hommes autochtones en 1996 et 2001		
Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.09040 (11.93)	0.06687 (13.94)
Exp	0.08630 (16.52)	0.06960 (20.51)
Exp2	-0.00133 (-11.35)	-0.00108 (-13.84)
Terre Neuve et Labrador	0.0338 (0.26)	-0.08029 (-0.88)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.09572 (-0.73)	0.04003 (0.47)
Nouvelle Écosse	-0.07488 (-0.67)	-0.1065 (-1.34)
Québec	0.01936 (0.35)	-0.03349 (-0.80)
Manitoba	-0.01937 (-0.22)	-0.17886 (-4.14)
Saskatchewan	-0.01915 (-0.16)	-0.25028 (-4.79)
Alberta	0.08245 (1.24)	0.11291 (2.94)
Colombie Britannique	0.11745 (1.90)	0.02641 (0.68)
Cma	0.06128 (1.44)	0.13882 (5.22)
Marié	0.25406 (5.41)	0.29083 (10.17)

Tableau A1 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Tous les hommes autochtones en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	-0.45482 (-1.14)	-0.19716 (-3.72)
Fptwk	0.95690 (21.19)	0.94789 (35.12)
Constante	7.00466 (62.50)	7.54891 (106.83)
Nombre d'observations	2410	7523
R ²	0.4541	0.3601
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A2: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les hommes Canadiens de race blanche en 1996 et 2001		
Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.07874 (88.20)	0.07748 (85.58)
Exp	0.08375 (136.71)	0.07966 (119.26)
Exp2	-0.00135 (-109.36)	-0.00136 (-89.05)
Terre Neuve et Labrador	-0.14161 (-8.16)	-0.15631 (-8.96)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.09704 (-7.18)	-0.11601 (-8.69)
Nouvelle Écosse	-0.18577 (-14.07)	-0.1984 (-15.00)
Québec	-0.04980 (-8.05)	-0.07077 (-11.66)
Manitoba	-0.16892 (-13.10)	-0.12862 (-10.00)
Saskatchewan	-0.13226 (-10.32)	-0.1638 (-12.50)
Alberta	-0.04145 (-4.89)	0.04325 (5.37)
Colombie Britannique	0.06547 (8.02)	0.00695 (0.86)
Cma	0.08768 (17.08)	0.10326 (20.45)
Marié	0.24931 (43.81)	0.22922 (41.45)

Tableau A2 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les hommes Canadiens de race blanche en 1996 et 2001

Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	-0.06098 (-2.31)	-0.08634 (-3.15)
Fptwk	0.90116 (164.59)	0.83954 (152.93)
Constante	7.30980 (534.23)	7.57879 (551.92)
Nombre d'observations	163 053	163 496
R ²	0.4248	0.3954
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A3: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Toutes les femmes autochtones en 1996 et 2001		
Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.12754 (13.95)	0.12132 (23.55)
Exp	0.06904 (11.51)	0.06062 (16.98)
Exp2	-0.00113 (-7.54)	-0.00094 (-10.62)
Terre Neuve et Labrador	-0.2053 (-1.46)	-0.19407 (-1.98)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.42258 (-2.95)	-0.23612 (-2.81)
Nouvelle Écosse	-0.05228 (-0.43)	-0.28195 (-3.66)
Québec	-0.01525 (-0.25)	0.01588 (0.38)
Manitoba	-0.0363 (-0.36)	-0.08586 (1.86)
Saskatchewan	-0.12402 (-0.88)	-0.24485 (4.46)
Alberta	0.03432 (0.46)	-0.03169 (0.81)
Colombie Britannique	0.02278 (0.33)	-0.01843 (0.46)
Cma	0.10255 (2.17)	0.11989 (4.37)
Marié	0.12678 (2.60)	0.15680 (5.49)

Tableau A3 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Toutes les femmes autochtones en 1996 et 2001		
Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	0.2114 (0.53)	0.22827 (3.78)
Fptwk	1.07372 (22.51)	1.10092 (40.95)
Constante	6.36260 (46.18)	6.57261 (86.11)
Nombre d'observations	2301	7227
R ²	0.3797	0.3697
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A4: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les femmes Canadiennes de race blanche en 1996 et 2001		
Variabes indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.12204 (112.14)	0.11812 (110.79)
Exp	0.06981 (101.10)	0.06625 (92.52)
Exp2	-0.00111 (-72.80)	-0.0011 (-63.83)
Terre Neuve et Labrador	-0.14522 (-7.47)	-0.13989 (-7.44)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.13416 (-8.98)	-0.11202 (-7.76)
Nouvelle Écosse	-0.23073 (-15.69)	-0.20234 (-14.22)
Québec	-0.05599 (-8.18)	-0.08591 (-13.17)
Manitoba	-0.12060 (-8.54)	-0.09655 (-6.99)
Saskatchewan	-0.14066 (-9.95)	-0.13036 (-9.35)
Alberta	-0.09349 (-9.93)	-0.05652 (-6.43)
Colombie Britannique	-0.04983 (5.56)	0.01828 (2.10)
Cma	0.16016 (28.04)	0.19277 (35.29)
Marié	0.07735 (13.02)	0.05354 (9.40)

Tableau A4 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les femmes Canadiennes de race blanche en 1996 et 2001

Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	-0.04664 (-1.53)	-0.05623 (-1.83)
Fptwk	1.06147 (191.05)	0.97050 (182.79)
Constante	6.48449 (383.51)	6.76651 (409.98)
Nombre d'observations	141 407	147 032
R ²	0.3986	0.3782
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A5: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les hommes autochtones d'origines mixtes en 1996 et 2001		
Variabes indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.09324 (11.88)	0.07132 (12.43)
Exp	0.09127 (16.81)	0.07985 (19.52)
Exp2	-0.00145 (-11.74)	-0.00133 (-13.65)
Terre Neuve et Labrador	0.04514 (0.34)	-0.14487 (-1.34)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.08504 (-0.65)	0.1202 (1.24)
Nouvelle Écosse	-0.08316 (-0.74)	-0.1304 (-1.49)
Québec	0.03403 (0.59)	-0.06002 (-1.27)
Manitoba	0.02237 (0.25)	-0.06202 (-1.19)
Saskatchewan	0.05579 (0.44)	-0.19753 (-2.85)
Alberta	0.1204 (1.80)	0.17024 (3.91)
Colombie Britannique	0.12021 (1.91)	0.06986 (1.58)
Cma	0.06175 (1.41)	0.08214 (2.70)
Marié	0.23835 (4.94)	0.23779 (6.94)

Tableau A5 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les hommes autochtones d'origines mixtes en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	0.91176 (1.63)	-0.51899 (-3.33)
Fptwk	0.96171 (20.76)	0.92676 (28.75)
Constante	6.92168 (60.00)	7.51224 (90.13)
Nombre d'observations	2258	4949
R ²	0.4697	0.3912
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A6: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les femmes autochtones d'origines mixtes en 1996 et 2001		
Variabes indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.12504 (13.12)	0.13744 (21.77)
Exp	0.07121 (11.56)	0.06006 (13.97)
Exp2	-0.00117 (-7.56)	-0.00092 (-8.36)
Terre Neuve et Labrador	-0.09139 (-0.59)	-0.16714 (-1.46)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.38564 (-2.67)	-0.19483 (-2.07)
Nouvelle Écosse	-0.04481 (-0.36)	-0.24665 (-2.96)
Québec	0.02057 (0.33)	0.02232 (0.46)
Manitoba	-0.01764 (-0.17)	0.04359 (0.77)
Saskatchewan	-0.12953 (-0.90)	-0.15573 (-2.18)
Alberta	0.02629 (0.35)	0.01763 (0.39)
Colombie Britannique	0.00451 (0.06)	0.07699 (1.66)
Cma	0.10170 (2.11)	0.10103 (3.16)
Marié	0.13768 (2.76)	0.14747 (4.38)

Tableau A6 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les femmes autochtones d'origines mixtes en 1996 et 2001		
Variabes indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	0.23300 (0.39)	0.00936 (0.05)
Fptwk	1.07462 (22.03)	1.10533 (35.14)
Constante	6.37476 (44.64)	6.35154 (68.29)
Nombre d'observations	2157	4944
R ²	0.3885	0.3912
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A7: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les hommes autochtones d'origine simple en 1996 et 2001		
Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.04372 (1.38)	0.05448 (6.25)
Exp	0.03299 (1.48)	0.06048 (9.66)
Exp2	-0.00027 (-0.65)	-0.00086 (-6.28)
Terre Neuve et Labrador	-0.56659 (-1.19)	0.01729 (0.10)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.12569 (-0.16)	-0.17622 (-1.05)
Nouvelle Écosse	0.18605 (0.33)	-0.0618 (-0.37)
Québec	-0.29926 (-1.32)	0.00335 (0.04)
Manitoba	-0.77405 (-1.63)	-0.29824 (-3.76)
Saskatchewan	-0.97777 (-1.68)	-0.27318 (-3.15)
Alberta	-1.13123 (-2.85)	0.01441 (0.19)
Colombie Britannique	-0.05372 (-0.19)	-0.03087 (-0.41)
Cma	-0.06062 (-0.32)	0.18653 (3.46)
Marié	0.40363 (1.92)	0.32660 (6.33)

Tableau A7 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les hommes autochtones d'origine simple en 1996 et 2001		
Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	-1.46804 (-2.25)	-0.09025 (-1.36)
Fptwk	0.76122 (3.92)	0.94139 (19.29)
Constante	8.49305 (17.04)	7.65747 (57.60)
Nombre d'observations	152	2574
R ²	0.362	0.2893
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A8: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les femmes autochtones d'origine simple en 1996 et 2001		
Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.10331 (2.73)	0.08909 (9.65)
Exp	0.03048 (1.09)	0.06540 (9.80)
Exp2	-0.00033 (-0.50)	-0.00106 (-6.80)
Terre Neuve et Labrador	-0.62164 (-1.45)	-0.3002 (-1.60)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-1.67398 (-1.85)	-0.40989 (-2.29)
Nouvelle Écosse	-0.43764 (-0.49)	-0.41339 (-2.24)
Québec	-0.27971 (-0.99)	-0.07795 (-0.91)
Manitoba	-0.40545 (-0.82)	-0.30774 (-3.75)
Saskatchewan	0.1707 (0.23)	-0.39235 (-4.28)
Alberta	0.2533 (0.52)	-0.16429 (-2.05)
Colombie Britannique	0.25309 (0.72)	-0.23667 (-3.05)
Cma	0.05954 (0.25)	0.11339 (2.06)
Marié	-0.15505 (-0.65)	0.15467 (2.85)

Tableau A8 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - les femmes autochtones d'origine simple en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	0.19483 (0.31)	0.24386 (3.29)
Fptwk	1.09734 (4.93)	1.09879 (21.48)
Constante	7.06377 (11.50)	7.014 (50.47)
Nombre d'observations	144	2283
R ²	0.2163	0.3313
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A9: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Tous les hommes canadiens de race blanche travaillant à temps plein durant toute l'année en 1996 et 2001

Variabes indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.07253 (78.50)	0.0738/2 (78.43)
Exp	0.04915 (65.56)	0.04348 (54.30)
Exp2	-0.00080 (-53.79)	-0.00071 (-40.38)
Terre Neuve et Labrador	-0.06531 (-3.19)	-0.1031 (-4.88)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.10870 (-7.31)	-0.13592 (-9.34)
Nouvelle Écosse	-0.20565 (-14.59)	-0.19096 (-13.66)
Québec	-0.11097 (-17.75)	-0.12682 (-20.56)
Manitoba	-0.20235 (-15.89)	-0.17086 (-13.33)
Saskatchewan	-0.21356 (-16.60)	-0.22788 (-17.09)
Alberta	-0.09469 (-11.18)	-0.01983 (-2.45)
Colombie Britannique	0.02735 (3.28)	-0.01654 (-1.96)
Cma	0.14018 (26.90)	0.14606 (28.27)

Tableau A9 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Tous les hommes canadiens de race blanche travaillant à temps plein durant toute l'année en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Marié	0.19957 (36.27)	0.19677 (36.81)
Hlnp2	-0.16472 (-5.52)	-0.20733 (-7.03)
Constante	8.73732 (549.31)	8.88411 (563.35)
Nombre d'observations	100 578	108 019
R ²	0.1501	0.1402
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A10: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Toutes les femmes canadiennes de race blanche travaillant à temps plein durant toute l'année en 1996 et 2001		
Variabiles indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.10301 (85.10)	0.10525 (89.13)
Exp	0.04604 (52.24)	0.04414 (49.30)
Exp2	-0.00076 (-39.71)	-0.00071 (-34.06)
Terre Neuve et Labrador	-0.04419 (-1.97)	-0.05766 (-2.65)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.13552 (-7.89)	-0.11123 (-6.92)
Nouvelle Écosse	-0.20689 (-12.73)	-0.18603 (-11.78)
Québec	-0.13644 (-18.74)	-0.14656 (-21.09)
Manitoba	-0.17238 (-11.33)	-0.13791 (-9.34)
Saskatchewan	-0.21254 (-13.77)	-0.17521 (-11.45)
Alberta	-0.15036 (-14.76)	-0.07488 (-7.89)
Colombie Britannique	0.00466 (0.47)	0.02223 (2.30)
Cma	0.18493 (29.54)	0.21409 (35.76)
Marié	0.00951 (1.59)	0.02276 (3.94)

Tableau A10 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Toutes les femmes canadiennes de race blanche travaillant à temps plein durant toute l'année en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	-0.20053 (-5.67)	-0.12808 (-3.78)
Constante	8.15052 (389.57)	8.1772 (405.46)
Nombre d'observations	67 356	76 425
R ²	0.158	0.1564
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A11: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Tous les hommes autochtones travaillant à temps plein durant toute l'année en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.07093 (9.43)	0.06422 (11.84)
Exp	0.04245 (6.69)	0.04208 (9.30)
Exp2	-0.00064 (-4.76)	-0.00064 (-6.43)
Terre Neuve et Labrador	-0.05227 (0.24)	-0.00762 (-0.06)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.04911 (-0.35)	0.04195 (0.40)
Nouvelle Écosse	-0.01578 (-0.14)	-0.14805 (-1.66)
Québec	-0.04926 (-0.91)	-0.07479 (-1.69)
Manitoba	0.02526 (0.29)	-0.2033 (-4.33)
Saskatchewan	-0.11658 (-0.95)	-0.21803 (-3.47)
Alberta	-0.01338 (-0.20)	0.06022 (1.43)
Colombie Britannique	0.07821 (1.27)	0.0194 (0.44)
Cma	0.05145 (1.21)	0.16106 (5.52)
Marié	0.20126 (4.61)	0.21751 (7.27)

Tableau A11 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Tous les hommes autochtones travaillant à temps plein durant toute l'année en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	0.02058 (0.04)	-0.07332 (-1.06)
Constante	8.79347 (70.05)	8.88563 (99.89)
Nombre d'observations	1329	3955
R ²	0.1334	0.1118
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		

Tableau A12: Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Toutes les femmes autochtones travaillant à temps plein durant toute l'année en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Educ	0.11486 (10.64)	0.08963 (16.14)
Exp	0.03926 (4.75)	0.04628 (10.78)
Exp2	-0.00053 (-2.67)	-0.0008 (-7.82)
Terre Neuve et Labrador	-0.80576 (-3.37)	-0.11687 (-1.11)
Nouveau Brunswick et Ile du Prince Edouard	-0.49478 (-2.61)	-0.12365 (-1.28)
Nouvelle Écosse	-0.15491 (-0.91)	-0.23246 (-2.74)
Québec	-0.15689 (-2.33)	-0.00836 (-0.20)
Manitoba	-0.16966 (-1.50)	-0.07554 (-1.62)
Saskatchewan	-0.25052 (-1.23)	-0.18428 (-3.10)
Alberta	-0.28291 (-3.31)	-0.06605 (-1.61)
Colombie Britannique	-0.10347 (-1.25)	0.00953 (0.22)
Cma	0.16913 (3.09)	0.12599 (4.38)
Marié	0.05955 (1.12)	0.09957 (3.53)

Tableau A12 (suite): Résultats de la régression en utilisant la méthode des moindres carrés ordinaires - Toutes les femmes autochtones travaillant à temps plein durant toute l'année en 1996 et 2001

Variables indépendantes	Coefficients estimés - 1996	Coefficients estimés - 2001
Hlnp2	0.11385 (0.29)	0.06269 (0.97)
Constante	7.98687 (43.64)	8.32112 (92.14)
Nombre d'observations	917	3221
R ²	0.1828	0.14
Les statistiques t sont dans les parenthèses.		