

Université de Montréal

L'IMPÔT À TAUX UNIQUE : LES EFFETS  
SUR L'OFFRE DE TRAVAIL DES MÉNAGES  
CANADIENS ET AMÉRICAINS

par  
Ghislaine Geoffrion

Département de sciences économiques  
Faculté des arts et des sciences

Rapport de recherche présenté au  
département de sciences économiques  
en vue de l'obtention du grade de maîtrise

30 août 2005

# TABLE DES MATIÈRES

Page

SOMMAIRE .....	iv
LISTE DES TABLEAUX.....	vi
INTRODUCTION .....	1
1. REVUE DES ÉTUDES ANTÉRIEURES .....	3
1.1. Les modèles d'offre de travail de Jerry A. Hausman .....	3
1.1.1 «Labor Supply».....	3
1.1.2. «The Effect of Wages, Taxes and Fixed Cost on Women's Labor Force Participation».....	5
1.1.3. «Household Behavior and the Tax Reform Act of 1986» .....	5
1.2. Robert K. Triest.....	6
1.3. Olivier Donni .....	7
1.4. Autres résultats empiriques.....	8
1.5. Faiblesses de ces études et nouvelles perspectives .....	8
2. LES INSTITUTIONS AMÉRICAINES : REVUE ET HISTORIQUE.....	10
2.1. Historique.....	10
2.2. Impôt sur le revenu individuel .....	11
2.2.1. Niveau fédéral.....	11
2.2.2. Niveau sous-national .....	13
3. LES INSTITUTIONS CANADIENNES : REVUE ET HISTORIQUE .....	15

4. SOURCES DE DONNÉES ET INFORMATIONS SUR LES ÉCHANTILLONS .....	18
4.1. Sources de données .....	18
4.1.1. Données américaines .....	18
4.1.2. Données canadiennes .....	19
4.2. Caractéristiques des échantillons .....	19
4.2.1. Année 2002 – États-Unis .....	19
4.2.2. Année 2002 – Canada .....	21
4.2.3. Canada 1999-2002 .....	22
4.3. Variables des modèles.....	23
4.3.1. Coupes transversales – 2002 .....	23
4.3.2. Différence 2002 – 2000.....	24
5. MODÈLES ÉCONOMÉTRIQUES .....	26
5.1. Économétrie de l'offre de travail des hommes - coupes transversales .....	26
5.2. Économétrie de l'offre de travail des femmes – coupes transversales .....	27
5.3. Économétrie de l'offre de travail – données en panel .....	28
5.4. Éléments à souligner .....	29
6. RÉSULTATS EMPIRIQUES – COUPES TRANSVERSALES 2002 .....	30
6.1. Résultats pour les hommes.....	30
6.1.1. États-Unis .....	30
6.1.2. Canada .....	32
6.1.3. Comparaison Canada – États-Unis.....	34
6.2. Résultats pour les femmes.....	35
6.2.1. États-Unis .....	35
6.2.2. Canada .....	40
6.2.3. Comparaison Canada – États-Unis.....	43
7. RÉSULTATS EMPIRIQUES – PANEL CANADIEN 1999-2002 .....	45
7.1. Résultats pour les hommes.....	45
7.2. Résultats pour les femmes.....	47

CONCLUSION.....	50
ANNEXE A - CARACTÉRISTIQUES DE L'IMPÔT PERSONNEL SOUS-NATIONAL AUX ÉTATS-UNIS .....	52
ANNEXE B - CARACTÉRISTIQUES DE L'IMPÔT PERSONNEL SOUS-NATIONAL AU CANADA.....	55
ANNEXE C – CARACTÉRISTIQUES DES ÉCHANTILLONS .....	57
ANNEXE D – CONSTRUCTION DES VARIABLES.....	61
ANNEXE E – RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES.....	64
BIBLIOGRAPHIE .....	66

## SOMMAIRE

Cette étude cherche à identifier si les ménages nord-américains ont des comportements différents sur le marché du travail considérant le type d'impôt sous-national (provincial ou étatique) sur le revenu auquel ils sont confrontés. L'analyse est réalisée à partir de deux bases de micro données. La première est l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de Statistique Canada<sup>1</sup> et la seconde l'*American Community Survey*<sup>2</sup>. L'idée générale est d'abord une comparaison entre les deux pays pour l'année 2002 et ensuite une analyse longitudinale pour le cas canadien (1999 à 2002), le taux d'impôt unique étant présent au Canada au niveau provincial seulement depuis 2001. Tous les échantillons ont été divisés en sous-échantillons selon le sexe et seuls les individus mariés et aptes au travail ont été conservés pour les fins de l'analyse. L'aspect «ménage» des échantillons est essentiel dans le cas des femmes, car une estimation en deux étapes est appliquée lors de l'analyse des coupes transversales et une variable de sélection importante est considérée dans la décision d'aller ou non sur le marché du travail : le revenu du mari.

Ainsi, dans le cas des coupes instantanées, l'offre des hommes est estimée par moindres carrés ordinaires avec correction pour la présence d'hétéroscédasticité. Dans le cas des femmes, la méthode en deux étapes telle qu'élaborée par Heckman a plutôt été privilégiée. Dans le cas de l'analyse des données longitudinales, deux années ont été retenues (2000 et 2002) afin de créer une variable dépendante différencié. Il s'agit de la variation dans le nombre de semaines travaillées entre 2002 et 2001. Seuls les individus qui ont travaillé durant ces deux années ont été considérés autant pour les hommes que pour les femmes le même modèle économétrique a été appliqué dans les deux cas (moindres carrés ordinaires).

Les résultats des coupes transversales montrent que les hommes autant canadiens qu'américains ne semblent pas réagir à la présence d'un taux d'impôt unique au niveau sous-national, mais on observe un effet positif et statistiquement significatif de l'absence d'impôt sous-national aux États-Unis. Du côté des femmes, les résultats concernant la probabilité de travailler d'une femme mariée nous indiquent un effet positif du taux unique aux États-Unis, alors qu'on observe un effet négatif au Canada. Comme l'application du taux unique est récente au Canada contrairement aux États-Unis, on peut se demander si cette différence n'est pas due à un ajustement de long-terme qu'auraient connu les États concernés. Nous ne pourrions vérifier cela que dans quelques années, quand le taux unique sera implanté depuis plus longtemps en Alberta. Au niveau du nombre de semaines travaillées, les conclusions principales

---

<sup>1</sup> Accès confidentiel dans les locaux du Centre Interuniversitaire Québécois de Statistiques Sociales (CIQSS).

<sup>2</sup> US Census Bureau. *American Community Survey*. [<http://www.census.gov/asc/>].

que l'on peut retirer des deux modèles concernant les femmes sont que les deux pays rejettent la présence de biais de sélection dans la décision et que le taux d'impôt unique n'a pas d'effet statistiquement significatif sur le nombre de semaines travaillées.

Finalement, l'analyse de la différence entre le nombre de semaines travaillées en 2002 et en 2000 faite à partir des données longitudinales canadiennes montre que le taux d'impôt unique n'a pas d'effet sur les changements dans l'offre de travail des hommes et des femmes mariés. De plus, la variation dans le nombre de semaines travaillées ne réagit significativement à aucune des variables observées dans le cas des hommes et seulement à quelques unes dans le cas des femmes. Ainsi, il est raisonnable de dire que l'offre de travail des hommes est très inélastique et que celle des femmes l'est aussi, mais tout de même un peu moins, car la variation dans le nombre de semaines travaillées par les femmes réagit de manière significative à deux variables : la variation dans le salaire net et l'âge.

## LISTE DES TABLEAUX

	Page
Tableau 4.1. Répartition par statut de travailleur et par sexe – États-Unis (2002).....	19
Tableau 4.2. Répartition par statut de travailleur et par sexe – Canada (2002).....	21
Tableau 6.1. Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon des hommes mariés – États-Unis (2002) .....	31
Tableau 6.2. Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon des hommes mariés – Canada (2002) .....	33
Tableau 6.3. Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon des femmes mariées (Étape 1) – États-Unis (2002).....	37
Tableau 6.4. Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon des femmes mariées (Étape 2) – États-Unis (2002).....	39
Tableau 6.5. Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon des femmes mariées (Étape 1) – Canada (2002) .....	41
Tableau 6.6. Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon des femmes mariées (Étape 2) – Canada (2002) .....	43
Tableau 7.1. Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon des hommes mariés – Canada (2000-2002) .....	46
Tableau 7.2. Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon des femmes mariées (Étape 1) – Canada (2000-2002) .....	48
Tableau A1 Types d'impôt personnel étatique – États-Unis (2001) .....	52
Tableau A2 Évolution de l'importance de l'impôt personnel comme source de recettes sous nationales aux États-Unis entre 1927 et 2001 .....	53
Tableau B1 Types d'impôt personnel provincial – Canada (2002).....	55
Tableau B2 Évolution de l'impôt personnel provincial – Canada (1961 à 2002).....	56
Tableau C1 Moyennes des variables de caractéristiques individuelles par sexe – États-Unis (2002) .....	57
Tableau C2 Moyennes des variables de caractéristiques individuelles par sexe – Canada (2002) .....	58

Tableau C3 Comparaison entre les États appliquant un taux d'impôt sous-national unique et l'ensemble des États (États-Unis – 2002) .....	59
Tableau C4 Comparaison entre les provinces appliquant un taux d'impôt sous-national unique et l'ensemble des provinces (Canada – 2002) .....	59
Tableau C5 Moyennes des variables explicatives par sexe (Canada – 2000-2002).....	60
Tableau D1 Définition des variables explicatives – coupes transversales (2002).....	61
Tableau D2 Définition des variables explicatives – données en panel (2000-2002).....	63
Tableau E1 Résultats et identification des variables statistiquement significative pour l'échantillon de l'ensemble des hommes – États-Unis (2002).....	64
Tableau E2 Résultats et identification des variables statistiquement significatives pour l'échantillon de l'ensemble des hommes – Canada (2002).....	65



## INTRODUCTION

L'impôt sur le revenu personnel est devenu, au cours du dernier siècle, une source de recette très importante pour les gouvernements, autant au niveau national que sous-national. Même si les gouvernements sous-nationaux n'appliquent pas toujours directement un impôt sur le revenu personnel, ils en profitent tout de même généralement soit par des transferts intergouvernementaux ou par la péréquation.

Aux États-Unis, la situation est un peu différente. En effet, les États ont plein pouvoir dans l'élaboration de leurs politiques de taxation du revenu. On retrouve donc sur ce grand territoire plusieurs politiques bien différentes, laissant tout un éventail de choix pour le citoyen américain. Certains États n'appliquent tout simplement aucun impôt personnel alors que d'autres ont des structures progressives assez élaborées. Cela rend donc les États-Unis très intéressants pour faire l'étude qui suit. En effet, le but est de comparer les comportements individuels d'hommes et de femmes mariés en fonction du type d'impôt auquel ils sont confrontés. Il ne s'agit pas ici de regarder si un taux d'impôt plus élevé augmente ou réduit l'offre de travail (ceci est fait indirectement, mais ce n'est pas l'objectif principal poursuivi), mais plutôt de vérifier si la structure (impôt unique vs impôt progressif particulièrement) fait en sorte que les gens offrent plus ou moins de semaines dans une année sur le marché du travail.

Au Canada, les provinces sont aussi libres quant à leurs choix fiscaux, mais il n'en demeure pas moins que le fédéral exerce un droit de regard plus important qu'aux États-Unis en raison de la perception qu'il assure pour neuf des dix provinces canadiennes. En 2000, le gouvernement fédéral a permis de modifier l'ancienne structure de surtaxe sur l'impôt fédéral par une réelle structure d'impôt sur le revenu individuel au niveau provincial. La province canadienne la plus riche, l'Alberta, a donc profité de l'occasion pour mettre en place un taux d'impôt unique en 2001. Elle est la seule province canadienne à avoir adopté cette structure. Le Canada est donc un sujet d'étude tout aussi intéressant que les États-Unis ici, mais il offre une perspective différente, car l'application d'un impôt unique au niveau sous-national y est beaucoup plus récente. Ainsi, une coupe transversale pour l'année 2002 sera étudiée autant pour le Canada que pour les États-Unis.

Enfin, pour adopter un point de vue qui tient compte de l'aspect temporel, nous observerons aussi les comportements individuels sur le marché du travail à l'aide de données longitudinales canadiennes pour les années entre 1999 et 2002. On remarque donc que ces années incluent le changement qu'a connu l'Alberta en 2001 et nous chercherons à voir quel est l'effet dû au passage à l'impôt à taux unique. Ainsi,

deux années seront retenues de cet échantillon afin d'appliquer un modèle qui a comme variable dépendante la différence dans le nombre de semaines travaillées entre 2002 et 2000.

Pour atteindre ces objectifs, il faut d'abord discuter de certains modèles d'offre de travail qui ont été élaborés depuis le début des années 80, mais ces modèles portent surtout sur l'effet direct des impôts sur l'offre de travail. Ils sont tout de même intéressants pour la construction du modèle qui sera utilisé ici, car ils sont des bons indicateurs des variables à observer et des problèmes qui peuvent survenir dans l'estimation de l'offre de travail dont le biais de sélection et les différences hommes – femmes. Ensuite, une revue rapide des institutions américaines et canadiennes s'impose en mettant l'accent sur l'impôt sur le revenu individuel afin de mieux comprendre où les Américains et les Canadiens en sont aujourd'hui et comment ils y sont arrivés. On poursuivra avec une présentation des bases de données et des variables individuelles et socio-économiques utilisées pour l'analyse empirique du problème. Enfin, pour terminer, il y aura des explications concernant la construction d'un modèle économétrique et l'estimation empirique de l'effet de l'impôt à taux unique sur l'offre de travail.

## 1. REVUE DES ÉTUDES ANTÉRIEURES

### 1.1. Les modèles d'offre de travail de Jerry A. Hausman

Jerry A. Hausman est à la base d'un très grand nombre de modèles d'offre de travail. Il s'est intéressé à ce sujet à la fin des années 70 et durant les années 80 et a exploré la question sous différents angles. Il a, entre autres, intégré les taxes à ses modèles d'offre de travail, modèles développés autant du point de vue individuel que du ménage. Nous ferons la revue de trois de ses nombreux ouvrages portant sur ce sujet, le premier étant l'élaboration d'un modèle très général, le deuxième étant plus spécifique aux femmes et le troisième une application à la réforme américaine de l'impôt de 1986.

#### 1.1.1. «Labor Supply» (Hausman (1981))

Ce chapitre paru dans *Studies of Government Finances : Second Edition* discute d'un modèle d'offre de travail élaboré au début des années 80. La théorie économique est très claire sur le fait qu'un changement dans le salaire peut avoir deux effets bien distincts et de signes opposés sur l'offre de travail, soit l'effet revenu et l'effet substitution. Une hausse du salaire entraîne un effet revenu positif, c'est-à-dire que les individus se sentant plus riches haussent leur demande de tous les biens normaux dont le loisir. Ainsi, on remarque suite à cet effet une baisse de l'offre de travail. Par contre, l'effet substitution a un effet positif sur l'offre de travail. En effet, quand le salaire augmente, le loisir devient relativement plus cher qu'avant (car le coût du loisir, c'est le salaire perdu) et alors les individus, selon cet effet, seraient tentés de hausser leur offre de travail. La mise en place d'un impôt sur le revenu c'est équivalent à une réduction de salaire. Selon les effets que l'on vient de mentionner, il est donc impossible de déterminer, à priori, quelle sera la réaction des agents suite à ce changement dans le salaire. Les études théoriques et empiriques de Jerry Hausman ont donc pour but de mieux saisir le comportement individuel et cherchent à voir lequel des deux effets semble dominer.

Considérant donc à la base que les taxes ont un effet distorsionnaire sur l'offre de travail individuelle, Jerry Hausman a modélisé ces effets à partir de modèles économétriques dans le but de vérifier quelle était la perte sociale due aux impôts sur le revenu personnel. Il mentionne d'abord que, dans un monde sans taxe, le marché du travail

dépend du marché des biens et, particulièrement, de la demande des biens. Son modèle présente donc un individu qui choisit son niveau d'offre de travail en fonction du prix des biens et de sa contrainte budgétaire qui dépend de son niveau de salaire. Hausman fait ensuite varier cette contrainte budgétaire en y introduisant différentes politiques (impôt non-proportionnel à plus de deux paliers, mécanismes de transferts, coûts fixes liés au travail,...) et observe quel pourrait être le comportement de l'agent sur le marché du travail.

Dans le cas qui nous intéresse davantage, celui de l'impôt, Hausman estime un modèle d'offre de travail qui maximise l'utilité individuelle (dont il détermine la fonction) sous la contrainte budgétaire qui est non-convexe en raison des différents paliers d'imposition. Le cas étant posé aux États-Unis, cela s'est avéré très complexe étant donné la diversité du système américain et Hausman a donc dû intégrer tous les types de taxes liés au salaire. Il a ensuite jugé préférable de distinguer entre hommes et femmes, considérant les femmes comme travailleur secondaire dans le ménage et il a utilisé un Tobit afin de considérer les observations censurées, c'est-à-dire celles pour lesquelles le nombre d'heures travaillées est zéro en raison de l'inactivité sur le marché du travail. Il a utilisé la base de données du *PSID (University of Michigan Panel Survey on Income Dynamic)* pour faire l'étude empirique. En faisant certaines hypothèses (la femme est travailleur secondaire et le salaire n'augmente pas avec les heures travaillées) et en excluant les hommes célibataires, les travailleurs autonomes et les gens inaptes au travail, Hausman trouve que le salaire a un effet revenu faible et positif sur le nombre d'heures travaillées par les hommes mariés. Au niveau de l'effet de l'impôt, Hausman observe que les femmes réagissent de manière plus importante (réduction de l'offre de travail) à des changements dans le taux marginal d'impôt. En effet, en tant que travailleur secondaire, Hausman considère que le premier dollar gagné par une femme est imposé au taux marginal de son époux ce qui explique qu'elles soient davantage affectées que les hommes.

Il est à noter que Hausman a utilisé dans son analyse la notion du *virtual income*, c'est-à-dire un regroupement de toutes les mesures sociales auxquelles a accès l'individu et de la structure de taxes à laquelle il est confronté.

1.1.2. «The Effect of Wages, Taxes, and Fixed Cost on Women's Labor Force Participation» (Hausman (1980))

Cet article de Jerry Hausman porte principalement sur l'offre de travail des femmes. Tel qu'on a pu le constater précédemment, les femmes n'ont pas le même comportement que les hommes sur le marché du travail. Cet article est intéressant, car il apporte un élément souvent omis dans les études portant sur l'offre de travail des femmes, le coût fixe lié au travail. De manière générale, un individu décide de travailler si le salaire qu'il peut obtenir sur le marché du travail est supérieur à son salaire de réserve. Ainsi, la décision de travailler découle en partie de la valeur du salaire de réserve. Le modèle présenté ici évalue le nombre d'heures offert sur le marché du travail par le nombre d'heures travaillées observées  $h_i$ . Si  $h_i > 0$ , cela signifie que le nombre d'heures désiré est positif. Ce nombre d'heures désiré dépend du salaire net, du revenu virtuel non-salarial et d'un certain nombre de caractéristiques socio-économiques.

Les résultats ont été obtenus à partir d'un échantillon de 990 femmes noires chefs de famille entre les années 1971 et 1974 et récolté à partir de l'expérience de Gary<sup>3</sup> en Indiana (il y avait deux types de programmes différents évalués). Les estimations par maximum de vraisemblance (modèle probit considérant une distribution tronquée et modèle Weibull) nous montrent que le salaire a un effet positif sur la participation, mais que les nombreux coûts fixes liés au travail ont eu un effet négatif. On remarque aussi qu'un taux d'impôt élevé réduit la probabilité de se retrouver sur le marché du travail.

1.1.3. «Household Behavior and the Tax Reform Act of 1986» (Hausman et Poterba (1987))

La réforme de l'impôt fédéral mise en place par le président Reagan en 1986 a été une des réformes les plus importantes et les plus étudiées dans l'histoire américaine. Hausman et Poterba ont montré que cette réforme n'a pas eu les mêmes effets sur tous les ménages et ce n'est pas tous qui ont profité de baisses d'impôts. En effet, «40 percent of the taxpaying population will face marginal tax rates equal to or higher than the rates they would face under current law» (Hausman et Poterba (1987)). Pour estimer les effets recherchés, Hausman et Poterba ont utilisé le modèle TAXSIM du *National Bureau of Economic Research*. Ce modèle simule l'effet des changements dans le régime d'impôt pour 29,3 millions de personnes au pays. Les informations concernant ces dernières pour l'année

---

<sup>3</sup> Études expérimentales visant l'implantation de programmes touchant le marché du travail.

1983 (année avant la réforme) proviennent quant à elles du *IRS Public Use Tax Return data file*.

En utilisant un modèle microéconométrique, les auteurs ont estimé les effets de la réforme au niveau de l'offre de travail et de l'épargne individuelle. Observons plus précisément le modèle qu'ils ont élaboré pour estimer l'offre de travail des individus. Ce modèle tient compte des deux réponses possibles à un changement dans le régime d'imposition : l'effet substitution et l'effet revenu. Tout comme dans les travaux précédents de Hausman, la fonction d'offre de travail est une fonction qui met en relation le nombre d'heures de travail désiré avec le salaire net, les différents facteurs socio-économiques et le revenu virtuel du ménage. Pour ce qui est de l'estimation du changement dans la perte sèche (*deadweight loss*), ils ont calculé la différence entre la *Hicksian compensating variation* et la hausse du revenu en taxes compensée pour avant et après la réforme. Enfin, Hausman et Poterba considèrent la femme comme un travailleur secondaire dans le ménage.

Les conclusions principales qui découlent de cette étude sont d'abord que la réforme de l'impôt aux États-Unis a eu un effet relativement petit sur l'offre de travail des ménages. Les effets sur l'offre de travail sont aussi assez faibles. Cela s'explique par le fait qu'une grande part des observations concerne la classe moyenne qui a été relativement peu affectée par la réforme. On évalue que les hommes mariés vont augmenter leur offre de travail de moins de un pour cent, mais l'impact sur le travailleur secondaire, la femme, sera un peu plus grand, mais il n'est pas quantifié de façon globale. Par contre, les auteurs soulignent que, malgré des effets faibles au niveau individuel, il est nécessaire de considérer que les effets agrégés peuvent être tout de même importants.

Les résultats de cette étude ne sont pas surprenant et ils sont cohérents avec les études réalisées antérieurement par Hausman.

## 1.2. Robert K. Triest (Triest (1990))

Pour sa part, Robert K. Triest a cherché à évaluer l'effet de l'impôt sur le revenu individuel sur l'offre de travail aux États-Unis. Ses travaux sont grandement basés sur ceux de Jerry Hausman. Le résultat principal découlant de son étude est que l'offre de travail des hommes est plutôt neutre au niveau des salaires, de même qu'au niveau du revenu virtuel. Cela est ressorti de tous les

modèles qu'il a faits. Son modèle de base est la maximisation de l'utilité sous la contrainte budgétaire dans lequel le revenu virtuel est représenté par l'ordonnée à l'origine de la contrainte budgétaire. Tout comme Hausman, Triest considère que le nombre d'heures travaillées ne correspond pas au nombre d'heures offert sur le marché du travail et c'est pourquoi il utilise des modèles de maximum de vraisemblance avec différentes spécifications (pour l'hétérogénéité entre autres) pour estimer ses résultats. Pour ce qui est des femmes mariées, il a observé que le salaire net a un effet positif sur l'offre de travail et le revenu virtuel a un effet négatif.

### 1.3. Olivier Donni (Donni (2003))

Olivier Donni reprend le problème de l'offre de travail en présence de l'impôt dans un contexte un peu plus actuel et surtout sur la base du ménage plutôt que sur la base individuelle souvent critiquée.

Des hypothèses sont nécessaires pour élaborer un modèle d'offre de travail au niveau du ménage. Nous devons considérer que tous les membres du ménage sont égoïstes et que leur utilité ne dépend que de leur consommation personnelle et de leurs loisirs. De plus, les décisions des ménages sont un bon exemple de jeux répétés et on peut donc faire l'hypothèse qu'elles seront efficaces au sens de Pareto.

On doit d'abord vérifier si un des deux membres du couple a intérêt à ne pas travailler. Cette décision découle particulièrement de la valeur du salaire de réserve, salaire minimal requis pour quitter l'inactivité. Il n'y a pas ici de distinction homme/femme, chacun prenant sa décision en fonction de son salaire de réserve.

Le modèle théorique présenté par Donni est un modèle dans lequel l'offre de travail de l'homme dépend du salaire de la femme et vice versa. De plus, comme il s'agit d'un modèle paramétrique, Donni modélise pour l'hétérogénéité. Enfin, pour respecter les conditions d'identification du modèle, on doit supposer qu'un facteur influence l'offre de travail des femmes et non celle des hommes et vice versa. Donni suggère donc que, pour mesurer l'impact de l'impôt personnel sur l'offre de travail, il faut d'abord vérifier le palier d'imposition qui touche le ménage, ressortir le salaire net et considérer l'ensemble des caractéristiques du système de taxation.

Comme Donni présente ici un modèle théorique, il n'apporte aucune confirmation ou infirmation empirique des observations faites avant lui, mais il mentionne tout de même que tous

les résultats dépendront de la relation qu'il existe entre le salaire de l'homme et le salaire de la femme dans le ménage.

#### 1.4. Autres résultats empiriques

Toutes les études citées précédemment et plusieurs autres<sup>4</sup> semblent donner des résultats peu précis sur l'impact de l'impôt personnel sur l'offre de travail des individus d'un ménage. Par contre, certaines conclusions ont souvent été soulevées. On peut donc croire qu'un changement dans le taux marginal d'imposition a généralement peu d'effet sur l'offre de travail des hommes. Cela peut s'expliquer car les changements du taux d'impôt sont généralement mineurs et donc s'ils impliquent des modifications dans le comportement sur le marché du travail, ces derniers seront aussi mineurs. De plus, il ne faut pas oublier qu'il existe une certaine rigidité au marché du travail et que les individus ont parfois des raisons autres que monétaires pour hausser ou réduire leur offre de travail, ce qui rend l'analyse plus complexe.

Du point de vue des femmes, il semblerait que le salaire ait un peu plus d'effet sur l'offre de travail (élasticité positive). Par contre, si on fait une synthèse des études réalisées sur le sujet, on peut s'attendre à ce que, avec le temps, cette élasticité diminue et s'approche de celle des hommes.

#### 1.5. Faiblesses de ces études et nouvelles perspectives

Les études qui mettent en lien l'offre de travail des ménages ou des individus avec l'impôt évaluent généralement les effets d'un changement dans le taux marginal d'impôt. Par contre, il existe un phénomène intéressant lorsque l'on pense à l'offre de travail des ménages, celui de la spécialisation dans le ménage. En effet, théoriquement un système d'imposition très progressif avec des déductions faibles pour les personnes à charge incite les deux membres d'un ménage à offrir du temps sur le marché du travail. Par contre, un taux d'impôt unique pour tous les niveaux de revenu favorise la spécialisation dans le ménage, c'est-à-dire qu'un seul des deux membres du couple travaille. Considérant qu'encore aujourd'hui la femme est la personne qui renonce le plus souvent au marché du travail dans le couple, on pourrait donc croire qu'un taux d'impôt unique favorise le fait que la femme demeure à la maison. Il pourrait donc être intéressant de voir si ce phénomène s'applique au Canada et aux États-Unis.

---

<sup>4</sup> Fields et Stanbury (1971), Randolph et Roger (1995)

Par ailleurs, les études observées datent déjà d'un bon nombre d'années et ne considèrent que le taux marginal d'impôt sans jamais s'attarder au type d'impôt. De plus, on s'intéresse généralement peu au niveau sous-national. Ainsi, on étudie soit un impôt consolidé pour tous les niveaux ou alors on se concentre seulement sur l'effet de l'impôt fédéral. Il sera donc intéressant de voir, maintenant que l'on sait que des changements dans le taux marginal d'impôt ont peu d'impact sur l'offre de travail des ménages, si le type d'impôt auquel ils sont confrontés au niveau sous-national a un effet.

## 2. LES INSTITUTIONS AMÉRICAINES : REVUE ET HISTORIQUE

Il est important de comprendre comment et pourquoi le système d'impôt fonctionne aux États-Unis avant de tenter d'en voir les effets sur l'offre de travail. Comme dans la plupart des pays du monde, on retrouve quatre grandes formes de taxation aux États-Unis qui servent à financer les dépenses gouvernementales. Les trois niveaux de gouvernement partagent les différents champs d'imposition, soit l'impôt sur le revenu personnel, l'impôt sur le revenu des corporations, les taxes de vente et d'accise et l'impôt foncier. Nous ferons un bref retour sur l'histoire américaine afin de mieux comprendre la structure de taxation actuelle. La taxation a toujours été un enjeu important aux États-Unis et ce, depuis leur indépendance. Nous observerons ensuite plus en détails l'impôt personnel au niveau national et au niveau sous-national.

### 2.1. Historique

Les États-Unis ont déclaré leur indépendance en 1776 suite à la Révolution qu'ils ont menée contre leur mère patrie, l'Angleterre (la paix a été négociée en 1783) (Vincent (2001)). Les fondateurs mettent alors en place une structure fédérale laissant la majorité des responsabilités et pouvoirs aux unités sous-nationales et donnant très peu d'importance au gouvernement fédéral. C'était leur façon de répliquer aux politiques de taxation de l'Angleterre contre lesquelles ils s'étaient battus et d'appliquer enfin le célèbre slogan «*no taxation without representation*». On remarque donc le souci des Américains de pouvoir s'exprimer auprès du gouvernement qui perçoit les taxes, d'où l'importance accordée au niveau sous-national. Ces bases initiales ne prévoyaient donc aucun moyen de financement pour le gouvernement fédéral. Par contre, au moment d'adopter la constitution en 1789, «les Pères Fondateurs ont reconnu qu'aucun gouvernement ne pouvait fonctionner sans ressources, alors ils ont convenu que le gouvernement fédéral pourrait prélever aussi des taxes» [traduction libre] (U.S. Treasury (2004)).

Malgré tout, le gouvernement fédéral n'a prélevé aucun impôt sur le revenu personnel jusqu'à la Guerre de Sécession en 1861 (Vincent (2001)). En effet, responsable de la défense nationale et du bien-être des États-Unis, le gouvernement fédéral n'avait eu, jusqu'alors, besoin que de très peu de ressources et arrivait à boucler son budget en n'utilisant que des tarifs douaniers et différentes taxes spécifiques. La Guerre Civile entraîna une hausse considérable des dépenses, car le gouvernement fédéral souhaitait conserver l'union intacte et éviter la division du pays. Des recettes

additionnelles se sont donc avérées nécessaires et l'impôt sur le revenu personnel a été mis en application d'une manière temporaire. Cet impôt a été aboli, comme prévu, quelques années après la victoire du Nord sur les États Confédérés, soit en 1872 (Vincent (2001)).

Le gouvernement fédéral a tenté de réintroduire un impôt personnel en 1894, mais la proposition du taux unique a été jugée inconstitutionnelle par la Cour Suprême sous l'argument que le gouvernement ne pouvait imposer une taxe directe non-proportionnelle à la population des États. Cet impôt n'a donc jamais vu le jour.

Par contre, le fardeau fiscal des propriétaires de terres et de fermes est devenu de plus en plus important avec les années. En effet, se voyant refuser un financement par l'impôt sur le revenu individuel, le gouvernement fédéral s'était tourné davantage vers l'impôt foncier. Ce sont donc les fermiers, représentant une part importante de la population, qui, en faisant suffisamment de pressions, ont fait que l'impôt personnel a vraiment été mis en application. Ils ont obtenu une importante victoire politique lorsque le 16<sup>e</sup> Amendement à la constitution a été adopté en 1913 (Vincent (2001)). À partir de ce moment, un impôt personnel à structure progressive a été mis en application avec des taux marginaux variant de 1 à 7 pour cent.

## 2.2. Impôt sur le revenu individuel

### 2.2.1. Niveau fédéral

L'impôt personnel aux États-Unis tel qu'on le connaît présentement remonte à 1954. Le code développé à ce moment est aujourd'hui considéré comme «an impressive achievement, [... a] large, complex legislation» (Ando et al. (1985)). Il a souvent été contesté en raison de ses nombreuses déductions particulières mises en place au fil des ans pour satisfaire quelques groupes d'intérêts. Considérées de manière individuelle, ces petites clauses ne semblent pas dignes d'un grand intérêt, mais peuvent devenir nettement avantageuses pour qui sait en tirer partie.

La structure progressive de l'impôt personnel aux États-Unis est demeurée la même durant plusieurs années ce qui a entraîné une hausse considérable des recettes fédérales provenant de l'impôt personnel durant les années 60. En effet, les paliers d'imposition demeuraient les mêmes, mais le revenu moyen augmentait. Ainsi, un nombre croissant d'individus avait à payer un taux marginal d'impôt plus élevé. Ce n'est qu'entre 1963 et 1965

que le gouvernement fédéral est intervenu et qu'il a pris la décision d'ajuster les paliers d'imposition (Ando et al. (1985)). La stratégie était de maintenir des recettes constantes à travers les années. De plus, l'impôt personnel a connu une évolution entre 1955 et 1980, notamment par une réduction du nombre de personnes exemptées et par une hausse du nombre de crédits disponibles. On peut donc facilement imaginer l'ampleur et la complexité qu'a pris le système de taxation avec les années. Ces transformations ont certainement eu pour effet de favoriser les gens avec de plus hauts revenus, car ces derniers sont davantage en mesure d'exploiter les subtilités du système d'imposition. On peut donc croire qu'il y a eu une réduction de la progressivité de l'impôt sur le revenu durant ses 30 premières années d'application.

Dans les années 80, plusieurs réformes sont venues modifier l'impôt sur le revenu au niveau fédéral. C'est le gouvernement Reagan qui a d'abord fait une réforme avec l'adoption de *L'Economic Recovery Tax Act* en 1981 (World History (2004)). L'idée générale était une réduction des taux marginaux d'impôt, mais aucune modification des complexités accumulées avec les années. La réforme Reagan a été suivie par la réforme de 1984 (*Tax Reform Act*) qui avait pour but de réduire le déficit budgétaire et par la réforme de 1986 qui devait créer «a fairer tax system while reducing the overall level of the Federal individual income tax» (World History (2004)). Pour atteindre son objectif, cette dernière a donc transféré une part du fardeau fiscal des individus aux entreprises.

Ces années ont donc été mouvementées pour les politiques sur l'impôt personnel. C'est depuis ce moment plus particulièrement que diverses propositions sont présentées pour rendre le système de taxation plus simple. En effet, tel que mentionné précédemment, l'impôt personnel fédéral américain s'est grandement complexifié depuis sa mise en application et c'est pourquoi plusieurs politiciens ont suggéré la mise en application du taux unique. On peut mentionner quatre propositions importantes : le *Armey's Plan*, le *Forbres's Plan*, la *Kemp Commission* (qui adoptait une vision semblable à l'*Armey Plan*) et, finalement, le *Sen. Phil Gramm's Plan*.

Finalement, l'impôt fédéral américain a continué de subir quelques transformations depuis les années 90. Il n'en demeure pas moins qu'il est toujours très critiqué autant du point de vue de sa structure que de sa complexité. La réforme la plus récente est celle

entreprise par le président George Bush Jr. suite aux promesses électorales de 2000 et 2004.

### 2.2.2. Niveau sous-national (étatique)

Tel que mentionné précédemment, l'esprit des Pères Fondateurs lors de la signature de la constitution américaine était d'avoir un État très décentralisé et c'est pour cette raison qu'ils avaient laissé le pouvoir de taxer spécifiquement aux États et non au gouvernement central. De plus, les services publics étaient la responsabilité des États et donc ces derniers avaient besoin de suffisamment de ressources pour les offrir. Tous les types de taxes mentionnés précédemment sont donc à leur disposition. Nous nous intéressons donc plus particulièrement aux mesures qu'ils ont prises face à l'impôt personnel.

Le premier État qui a utilisé ce mode de financement sous sa forme actuelle est le Wisconsin (U.S. Treasury (2004)). Les autres l'ont rapidement imité, car dès 1920, 29 États et Hawaï utilisaient l'impôt personnel (U.S. Treasury (2004)). En janvier 1945, 40 États avaient leur impôt personnel, un nombre semblable à celui que l'on observe aujourd'hui. Dans le tableau A1 en annexe, nous retrouvons une liste détaillée des États avec le type d'impôt qu'ils utilisaient en 2001. Chaque État a ses particularités, car ils sont libres de décider et d'exercer leurs propres politiques en matière fiscale. On remarque que les échelles et les niveaux d'exemptions varient beaucoup d'un endroit à l'autre, mais il est tout de même possible de les diviser en cinq catégories :

- impôt personnel à taux progressif ;
- impôt personnel à taux unique ;
- aucun impôt personnel ;
- impôt personnel basé sur la structure fédérale ;
- impôt personnel limité à certains types de revenus.

Il est important de mentionner que l'impôt sur le revenu individuel au niveau sous-national ne représentait qu'une faible part des recettes gouvernementales dans le premier quart du 20<sup>e</sup> siècle (voir tableau A2 en annexe). Avec les années, cette source a gagné en importance et représentait en 2000-2001 un peu plus de 13% de l'ensemble des recettes sous-nationales.

### *Les États qui appliquent le taux d'impôt unique*

Les États qui nous intéressent davantage sont ceux qui appliquent un taux d'impôt sur le revenu individuel unique. Il s'agit plus précisément du Colorado, de l'Illinois, de l'Indiana, du Massachusetts, du Michigan et de la Pennsylvanie. Ce phénomène est en place depuis déjà un bon nombre d'années dans les six États (mise en place entre 1967 et 1987) et se distingue donc du courant des années 80-90 qui a touché le fédéral. À la section six, nous tenterons donc d'évaluer si le comportement des ménages sur le marché du travail est différent dans les juridictions sous-nationales ayant ce type d'impôt en comparaison avec celles qui suivent le modèle plus traditionnel, soit l'impôt progressif. Il est d'ailleurs intéressant que les structures d'impôt soient en place depuis longtemps, car cela nous permet de présumer que les gens qui résident dans les États concernés ont adapté leur comportement sur le marché du travail depuis déjà un certain temps. Comme on n'est pas en présence de choc, cela rend la comparaison entre États plus pertinente et ainsi on pourra vraiment évaluer si les gens se comportent différemment en présence d'un impôt unique et d'un impôt progressif (on observera aussi brièvement le comportement des gens lorsqu'ils n'ont aucun impôt sur le revenu au niveau sous-national). Comme le cas contraire s'appliquera pour le Canada, nous pourrons observer si les comportements sur le marché du travail réagissent (s'ils réagissent) à court ou à long terme selon le type d'impôt sous-national.

### 3. LES INSTITUTIONS CANADIENNES : REVUE ET HISTORIQUE<sup>5</sup>

Jusqu'à la Deuxième guerre mondiale, on a vu que le gouvernement central avait un pouvoir politique important, mais cela n'empêchait pas d'avoir un système d'impôt passablement décentralisé. Par ailleurs, l'impôt n'était pas encore un enjeu important pour le Canada ce moment. À partir de la Deuxième guerre mondiale, il a commencé à être difficile de distinguer le système d'impôt provincial du système fédéral au Canada, car les deux ont évolué conjointement.

Ainsi, à la fin de la Deuxième guerre mondiale, le gouvernement fédéral canadien a tenté de s'approprier complètement le pouvoir de taxer sous des prétextes d'équité, de stabilité et de niveaux d'emplois et de production élevés. En 1947, le *Wartime Tax Agreement* a pris fin et le gouvernement fédéral a demandé aux provinces de lui laisser la responsabilité totale de l'impôt. Toutes les provinces sauf le Québec et l'Ontario ont accepté l'accord. Pour le Québec, il s'agissait du début d'une lutte importante pour l'autonomie des provinces et contre la centralisation du système de taxation. Les années 50 ont été une succession d'actions centralisatrices de la part du gouvernement fédéral canadien. En 1954, le Premier Ministre du Québec, Maurice Duplessis, décide de répliquer avec la mise en place de l'impôt personnel québécois et le refus de subventions fédérales pour les universités québécoises soulignant que la constitution accordait la priorité aux provinces en matière de taxation (traduction libre – Smith, p.57 (1998)). Cette situation n'a pas été reçue favorablement par le gouvernement fédéral, mais a finalement été acceptée. Dès lors, le crédit de 5% qui était en place a été remplacé par un abattement de 10%.

Il est à noter que les provinces ne sont pas limitées dans leur pouvoir de taxer et ont accès aux marchés nationaux et internationaux des capitaux. Il existe malgré tout un grand nombre de transferts intergouvernementaux pour financer des services provinciaux tels que l'éducation et la santé.

Avec le temps, l'idée que l'on pouvait prélever plus d'une taxe à un même contribuable a fait son chemin. Alors le gouvernement fédéral canadien a proposé le système encore en vigueur actuellement, soit la possibilité pour les provinces de prélever un impôt sur le revenu individuel; cet impôt est perçu par le gouvernement fédéral pour les provinces participantes. Ce système est donc devenu celui de toutes les provinces sauf le Québec qui a conservé son propre impôt sur le revenu. Ces dernières devaient donc utiliser la même base de revenu que le fédéral. Dans cette vague de changements, le

---

<sup>5</sup> Les sources autres que les citations pour l'évolution de l'impôt sur le revenu individuel sont Charest (2002) et Lachance et Vaillancourt (2000).

gouvernement fédéral a aussi proposé aux provinces de réduire leurs transferts en éducation en échange d'un transfert de points d'impôt. Le Québec est la seule province qui a accepté cet échange.

On peut donc remarquer que le système d'impôt fédéral influence grandement le système d'impôt provincial au Canada. Il existe un lien très fort entre les deux systèmes, mais qui n'empêche tout de même pas les provinces de se distinguer les unes des autres. Jusqu'en 1999, le Québec est la province qui s'est le plus distinguée, mais les neuf autres provinces ont eu aussi leurs particularités. Les provinces (autres que le Québec) avaient à leur disposition de nombreuses formes de crédit afin de créer des structures d'imposition plus ou moins progressives même si elles devaient utiliser la base et la structure fédérale.

La plus récente réforme de l'impôt remonte à 1999. Alors, au niveau fédéral, on a connu un changement institutionnel important lorsque Revenu Canada a été remplacé par l'Agence du revenu du Canada. Les provinces sont désormais libres d'appliquer les paliers qu'elles jugent les plus appropriés, mais continue à utiliser le calcul du fédéral pour le revenu de base. Sous ces conditions, les provinces peuvent conserver les services du gouvernement fédéral pour la perception de l'impôt. Du même coup, l'ancien système de surtaxe sur l'impôt fédéral, c'est-à-dire que l'impôt provincial des neuf autres provinces était calculé comme un pourcentage de l'impôt fédéral perçu, a été remplacé par un réel système d'impôt sur le revenu individuel.

Les provinces ont commencé, en majorité, à appliquer les nouveaux taux en 2001, d'où la distinction actuelle de l'Alberta avec son impôt à taux unique (10%). Toutes les autres provinces ont plutôt adopté une structure progressive, les paliers se rapprochant généralement de la structure fédérale.

Pour ce qui est du Québec, il demeure toujours à l'extérieur de ces changements et son système d'impôt vit d'autres transformations parallèles. Des distinctions à souligner entre le système québécois et les autres systèmes provinciaux canadiens : les calculs des revenus en salaire, les déductions pour les assurances privées en santé et la mise en place d'un système d'assurance médicament public pour ceux qui n'ont pas d'assurance privée et la collecte de l'impôt au niveau provincial. Par contre, les récentes transformations de 1999 montrent que le système québécois peut servir de modèle au reste du Canada en matière de décentralisation fiscale.

Ainsi, contrairement aux États-unis, le système d'impôt canadien a eu une forte tendance à la centralisation durant la première moitié du 20<sup>e</sup> siècle. Le gouvernement fédéral a toujours maintenu une forme de contrôle sur les comportements fiscaux des provinces, mais a tout de même accepté la

décentralisation avec le passage des décennies. Aujourd'hui, il serait faux de dire que le Canada a un système fiscal aussi décentralisé que les États-unis, car c'est encore une agence canadienne qui collecte l'impôt pour neuf des dix provinces canadiennes, mais il reste que ces dernières ont tout de même une plus grande liberté en matière fiscale. Par contre, il est intéressant de noter que le gouvernement fédéral américain a déjà proposé aux États de percevoir leur impôt, mais que cela n'a jamais eu lieu. Le Québec est, depuis 1954, un cas particulier. Observer son évolution depuis les cinquante dernières années pourra probablement servir de ligne directrice aux provinces qui ont dorénavant une liberté semblable à celle que connaît le Québec depuis plus longtemps. Pour ce qui est de l'Alberta avec son taux unique, elle semble complètement à l'opposé du Québec qui a toujours eu une structure d'imposition plus progressive que le reste du Canada.

Finalement, il est important de souligner une institution en place au Canada et dans plusieurs autres pays fédéraux, mais qu'on ne retrouve pas aux États-unis, la péréquation.

Comme mentionné précédemment, le cas du Canada est un cas intéressant, car l'impôt unique au niveau sous-national vient juste de faire son apparition. Ainsi, comme il s'agit d'un cas différent des États-Unis, on pourra tenter de comparer les effets entre les deux pays pour une même année, soit 2002.

## 4. SOURCES DE DONNÉES ET INFORMATIONS SUR LES ÉCHANTILLONS

Cette section porte sur le travail empirique réalisé dans le but de vérifier si les individus habitant dans les juridictions sous-nationales qui appliquent un taux d'impôt unique se comportent différemment des autres sur le marché du travail. Plus précisément, nous chercherons à voir s'il y a tendance à la spécialisation dans le ménage dans de telles circonstances, si l'offre de travail varie en fonction de la structure d'imposition et, enfin, si l'offre de travail répond aux variations dans le salaire dues à l'impôt sur le revenu individuel.

Les deux bases de données utilisées tiennent compte de l'aspect «ménage», c'est-à-dire que l'on peut faire les liens familiaux entre les individus. Cela était essentiel étant donné que, pour l'analyse concernant les femmes, nous chercherons à établir si le revenu du conjoint exerce une influence sur la probabilité de travailler de la femme. Ainsi, pour les fins de ce travail, ce n'est pas l'ensemble de l'échantillon qui sera utilisé, mais un groupe d'individus en particulier : les gens mariés aptes au travail (ce qui implique que les enfants, les célibataires et les gens inaptes au travail ont été retirés de l'échantillon). Par contre, une estimation complémentaire plus large a aussi été réalisée pour l'ensemble des hommes aptes au travail. Les résultats concernant cet échantillon sont disponibles à l'annexe E, mais les résultats des pages qui suivent sont basés strictement sur des individus mariés. Comme le sujet de l'étude est l'offre de travail, la variable dépendante sera, selon le cas, le fait d'avoir travaillé ou non durant l'année de référence, le nombre de semaines travaillées durant cette même année ou la différence entre le nombre de semaines travaillées en 2000 et en 2002.

### 4.1. Sources de données

#### 4.1.1. Données américaines

Les données utilisées proviennent du *American Community Survey* qui est une banque de microdonnées disponible pour usage public sur le site du *US Bureau Census*<sup>6</sup>. Les données utilisées sont celles pour l'année 2002. Par contre, la majorité des questions font référence à l'année précédente, particulièrement pour les questions en lien avec le travail. Les taux d'impôt sous-nationaux utilisés dans ce cas sont donc ceux pour l'année 2001, tout comme le taux de chômage. Cet échantillon comprend un grand nombre d'observations et de variables ( $n=1074628$  et il y a 147 variables).

---

<sup>6</sup> US Census Bureau. *American Community Survey*. [<http://www.census.gov/asc/>].

#### 4.1.2. Données canadiennes

Les données canadiennes proviennent de *l'enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de Statistique Canada<sup>7</sup> (EDTR). Ces données sont confidentielles et l'accès est restreint en raison de la structure en panel et des informations très détaillées qui sont disponibles sur les individus de la banque de données. Cette base de données est donc utilisée de deux manières dans l'analyse qui suit. D'abord, une coupe instantanée pour l'année 2002 est utilisée afin de pouvoir comparer avec les données américaines. Ensuite, deux années (2000 et 2002, qui seront différenciées – voir section 5) du panel de quatre ans qui chevauche l'année de la mise en place de l'impôt à taux unique en Alberta sont analysées afin de vérifier si ce changement structurel a entraîné des modifications dans l'offre de travail des hommes et des femmes mariés. Contrairement aux données américaines, toutes les informations fournies ici font référence à l'année en cours.

#### 4.2. Caractéristiques des échantillons

##### 4.2.1. Année 2002 – États-Unis

L'annexe B nous donne un bon aperçu des différentes variables explicatives utilisées dans le modèle. De plus, cela nous montre plus en détails les caractéristiques de l'échantillon des femmes et celles de l'échantillon des hommes. L'échantillon total compte donc 32477 observations. Par contre, ces dernières ne sont jamais traitées ensemble, de sorte que l'on se retrouve plutôt avec 17855 observations pour les femmes et 14622 observations pour les hommes. Toutes les statistiques sont pondérées.

TABLEAU 4.1. RÉPARTITION PAR STATUT DE TRAVAILLEUR ET PAR SEXE – ÉTATS-UNIS (2002)

	Pourcentage de l'échantillon qui travaille	Pourcentage de l'échantillon qui ne travaille pas
Hommes ( <i>n</i> =14622)	71,5 %	28,5 %
Femmes ( <i>n</i> =17855)	51,1 %	48,9 %
Total ( <i>n</i> =32477)	60,5 %	39,5 %

Source : Calculs effectués par l'auteur à partir des données du *American Community Survey* du US Bureau Census, année 2002

<sup>7</sup> Accès confidentiel dans les locaux du Centre Interuniversitaire Québécois de Statistiques Sociales (CIQSS).

Le tableau 4.1 montre qu'une plus grande part des femmes mariées que des hommes mariés est retirée du marché du travail ce qui semble confirmer l'hypothèse souvent faite que la femme est un travailleur secondaire dans le ménage. En ce qui concerne la moyenne d'âge de l'échantillon, on remarque donc que cela est conforme à ce que l'on observe généralement dans la population. En effet, la moyenne d'âge des travailleurs est de 43 ans pour les femmes et de 46 ans pour les hommes. Cette moyenne d'âge augmente dans les deux cas si on considère l'ensemble des deux échantillons. Cela est logique, car, étant donné que l'on considère des gens mariés, on peut penser que les gens qui ne travaillent pas sont des gens plus âgés (ce ne sont pas des enfants).

Pour ce qui est des salaires moyens (nets ou bruts) des travailleurs, on s'aperçoit que celui des femmes est inférieur à celui des hommes (19 dollars vs 16 dollars) ce qui, une fois de plus, semble refléter ce que l'on observe dans la population.

Du côté de l'éducation, on remarque que les hommes et les femmes ont des profils très semblables, mais on retrouve davantage d'hommes dans les extrêmes, c'est-à-dire qu'il y a plus d'hommes qui ne terminent pas leur *high school*, mais qu'il y en a aussi davantage qui font un doctorat. Dans l'ensemble, la répartition de l'échantillon à travers les niveaux d'éducation est semblable pour les deux sexes et la majorité des individus complètent un *high school* ou des études collégiales.

Enfin, comme les enfants sont rattachés aux femmes dans cet échantillon, on peut constater qu'environ 10% des femmes ont un enfant d'âge préscolaire. Les femmes qui travaillent sont un peu plus nombreuses à avoir un enfant d'âge préscolaire que les femmes de l'ensemble de l'échantillon, mais cela s'explique le facteur de l'âge qui augmente entre les deux groupes.

D'un point de vue structurel, on retrouve qu'une même proportion d'hommes que de femmes fait face à un taux d'impôt sous-national unique, c'est-à-dire environ 19%. Pour ce qui est des observations qui n'ont aucun impôt sous-national, elles représentent environ 18% de l'échantillon dans les deux cas.

Enfin, comme le taux de chômage est une caractéristique structurelle qui peut exercer une influence sur les décisions d'offre de travail, elle sera incluse dans le modèle économétrique (présenté à la section suivante). Il est donc intéressant de regarder si les individus en présence d'un impôt à taux unique sont dans un marché du travail différent des

autres. Le tableau C3 en annexe nous montre que ce n'est pas le cas. Peu importe la nature de l'impôt au niveau sous-national, on retrouve des taux de chômage assez semblables dans tous les cas (autant pour les hommes que pour les femmes). Un fait intéressant à noter est le salaire net moyen des femmes supérieur à celui des hommes dans le cas où l'individu est confronté à un impôt à taux unique.

#### 4.2.2. Année 2002 – Canada

Comme mentionné précédemment, les données canadiennes proviennent d'une enquête de Statistique Canada, l'EDTR. Cette enquête est réalisée chaque année et a la forme panel, c'est-à-dire que l'on a accès à des informations sur un même individu à travers le temps. Le panel utilisé couvre les années 1999 à 2002, mais on en a retiré une coupe transversale afin de comparer avec les États-Unis. Les deux échantillons principaux ne contiennent que des individus mariés aptes au travail. Le premier contient les femmes et le second les hommes. L'échantillon est divisé comme suit au niveau du travail.

TABLEAU 4.2. RÉPARTITION PAR STATUT DE TRAVAILLEUR ET PAR SEXE – CANADA (2002)

	Pourcentage de l'échantillon qui travaille	Pourcentage de l'échantillon qui ne travaille pas
Hommes ( <i>n</i> =13653)	71,3%	28,7%
Femmes ( <i>n</i> =13678)	54,4%	45,6%
Total ( <i>n</i> =27331)	62,9%	37,1%

Source : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu, année 2002

On remarque qu'un peu plus de la moitié des femmes travaillent au Canada, alors qu'il s'agit presque du trois quarts des hommes. Cette indication est importante et on l'observait aussi dans le cas américain. En effet, elle justifie le traitement séparé des deux échantillons. L'annexe C nous donne des informations supplémentaires sur la répartition de l'échantillon. La moyenne d'âge des femmes qui travaillent est de 43 ans, alors que celle de l'ensemble des femmes est de 48 ans. On remarque le même fait pour les hommes, soit que l'ensemble de l'échantillon est plus âgé (51 ans) que l'échantillon des travailleurs seulement (45 ans). L'explication ici est la même que pour les États-Unis, c'est-à-dire que, parmi les gens mariés, les non-travailleurs ne sont certainement pas les enfants, mais plutôt les gens âgés à la retraite.

Ensuite, 15% des femmes qui travaillent sont en présence d'un enfant en âge préscolaire, alors que cela concerne 17% de l'ensemble des femmes. On peut donc déduire que les femmes qui ne travaillent pas sont plus nombreuses à être en présence d'un enfant de cet âge. La même proportion d'hommes et de femmes est en présence d'un impôt provincial à taux unique (environ 11% de chaque échantillon). Cette proportion augmente de près d'un point de pourcentage dans les deux cas lorsqu'on ne regarde que les travailleurs.

La proportion qui a pour langue maternelle l'anglais varie entre 57% et 61% selon le cas observé. C'est parmi les travailleuses que l'on retrouve la proportion la plus importante.

Au niveau de l'éducation, on doit noter que la part d'individus qui n'ont pas terminé le secondaire augmente de façon importante autant pour les hommes que les femmes entre les travailleurs seulement et l'ensemble de l'échantillon. Ainsi, on peut remarquer que les non-travailleurs sont plus importants, proportionnellement, à ne pas avoir terminé le secondaire. Par ailleurs, l'échantillon total des femmes a des revenus provenant de d'autres sources que le salaire supérieur, en moyenne, que celui des femmes qui travaillent.

Finalement, du côté des travailleurs, on peut constater, qu'en moyenne, les femmes travaillent 0.7 semaine de moins que les hommes dans l'année. Si on compte 5 jours de travail par semaine, cela fait environ 3.5 jours de moins dans l'année.

#### 4.2.3. Canada 2000-2002

Dans le cas des données en panel, un modèle qui différencie le nombre de semaines travaillées entre 2002 et 2000 sera adopté pour estimer les effets de la mise en place d'un impôt à taux unique. Dans ce cas, les individus conservés dans l'échantillon devaient avoir deux caractéristiques en plus d'être présents les deux années : ils devaient travailler et être mariés au cours des deux années observées.

L'échantillon pour l'année 2002 dans le cas différencié est donc légèrement différent de celui utilisé pour la coupe transversale. Des statistiques descriptives ont donc été produites pour les variables pour les années 2000 et 2002 et sont présentes à l'annexe C. Par ailleurs, comme il sera indiqué à la section suivante, certaines variables différenciées ont aussi été créées pour les fins de l'analyse des données longitudinales. Des statistiques sont aussi produites pour ces variables. La pondération appliquée est celle de l'année 2002.

Comme l'année 2002 est assez représentative des deux années pour la majorité des variables, nous allons concentrer notre attention sur les variables différenciées qui indiquent les changements individuels ou structurels qu'ont connus les individus entre 2000 et 2002. Ainsi, on remarque que le salaire net des hommes a augmenté d'un peu plus de deux dollars entre 2000 et 2002, alors que celui des femmes n'a augmenté que de 1.49 dollars en moyenne. Les femmes sont moins nombreuses à avoir connu une baisse importante<sup>8</sup> du revenu du conjoint (8.65% contre 13.96%). Les deux groupes ont connu des variations semblables quant à la présence d'un enfant en âge préscolaire à la maison et quant au taux de chômage. Enfin, en moyenne, les hommes ont réduit leur nombre de semaines travaillées de 0.21 semaine, alors que les femmes l'ont augmenté de 1.35 semaines, une différence importante entre les deux sexes.

#### 4.3. Variables des modèles

##### 4.3.1. Coupes transversales – 2002

Pour l'analyse des coupes transversales (Canada et États-Unis), les caractéristiques individuelles prises en considération dans le modèle économétrique (la liste variera selon le cas) seront la présence d'un enfant d'âge préscolaire à la maison (*children*), le salaire net de l'impôt sous-national et fédéral (*netwage*), l'âge (*age*), l'âge au carré (*age<sup>2</sup>*) le revenu annuel du conjoint (*husbandincome*), les revenus non-salariaux (*otherincome*) l'habileté à parler anglais (dans le cas des États-Unis) ou la langue maternelle anglaise (dans le cas du Canada) (*english*) et l'éducation. Une description plus précise de la construction de ces variables est disponible à l'annexe D.

Des variables socio-économiques sont aussi prises en compte selon le modèle afin d'exercer un certain contrôle. Le taux de chômage<sup>9</sup> (*unemrate*) auquel l'individu est confronté dans son État ou sa province a donc été ajouté. Enfin, les taux d'impôt des États<sup>10</sup> et provinces<sup>11</sup> et gouvernement fédéraux<sup>12</sup> ont été utilisés afin de créer la variable de salaire

---

<sup>8</sup> Baisse importante implique une réduction du revenu d'au moins 50%.

<sup>9</sup> U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. *Unemployment Rates for States*. Consultée le 25 novembre 2004. [<http://www.bls.gov/lau/lauastrk01.htm>]

<sup>10</sup> Tax Foundation State Finance. *State Individual Income Tax Rates*. Consultée le 25 mai 2004. [<http://www.taxfoundation.org/individualincometaxrates01.htm>] et

Tax Policy Center. *2001 Tax Rates Schedules*. Consultée le 25 novembre 2004. [[http://taxpolicycenter.org/TaxFacts/TFDB/content/PDF/individual\\_rates\\_2001.pdf](http://taxpolicycenter.org/TaxFacts/TFDB/content/PDF/individual_rates_2001.pdf)]

<sup>11</sup> Treff, Karin et Perry, David B. *Finances of the Nation (1999 à 2002)*.

<sup>12</sup> Agence du revenu du Canada. *Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 1999... pour 2000... pour 2001... pour 2002 ?* Consultée le 26 juillet 2005. [[http://www.cra-arc.gc.ca/tax/individuals/faq/99\\_rate-f.html](http://www.cra-arc.gc.ca/tax/individuals/faq/99_rate-f.html)]

après impôt (*netwage*), pour créer une variable indiquant le taux marginal d'impôt consolidé d'un individu à revenu moyen (*rate*) ainsi que deux variables binaires : une indiquant si l'individu est confronté à un impôt unique (*flattax*) et l'autre si l'individu est en présence d'aucun impôt personnel sous-national (*nostatePIT*). Ces deux variables binaires permettent d'isoler des comportements particuliers en fonction du type d'impôt auquel les individus font face. La construction des variables ainsi que leur correspondance dans les bases de données américaine et canadienne utilisées sont décrite au tableau D1 de l'annexe D.

#### 4.3.2. Différence 2002 – 2000

Pour le modèle dont la variable dépendante est la différence entre le nombre de semaines travaillées en 2002 et en 2000 (plus de détails sur le modèle à la section suivante), certaines variables ont été considérées au niveau qu'elles avaient en 2000, alors que pour d'autres, une différenciation entre les deux années a été utilisée. Ainsi, le modèle contrôle pour le niveau d'éducation en appliquant le niveau d'éducation atteint en 2000. Pour l'échantillon observé, le niveau d'éducation varie peu entre 2000 et 2002 et il n'aurait pas été approprié d'appliquer une différence. Dans le cas ici, il s'agit d'une caractéristique individuelle que l'on veut fixe et qui explique un comportement général sur le marché du travail. Le même raisonnement a été appliqué pour les variables d'âge (*age\_2000* et *age<sup>2</sup>\_2000*) ainsi que pour la variable indiquant la langue maternelle anglaise (*english\_2000*).

Tel que mentionné à la section 4.2.3., des variables différenciées ont aussi été créées. D'abord, deux variables binaires contrôlent pour l'«arrivée» d'un enfant d'âge préscolaire (*children+*) dans la vie de l'individu et pour le «départ» d'un enfant d'âge préscolaire (*children-*). On tente ainsi de voir si un changement dans la présence d'un enfant a un effet sur l'offre de travail des hommes et des femmes mariés.

Une autre variable binaire est incluse dans le modèle pour identifier les individus qui ont un conjoint qui a subi une perte de revenu importante entre 2000 et 2002 (baisse d'au moins 50% du revenu). On peut penser que la baisse de revenu du conjoint (*incomehw*) peut avoir un effet positif important sur l'offre de travail d'un individu marié.

Au niveau du salaire net d'impôt fédéral et provincial, une variable différenciée est aussi considérée (*netwage0200*). En effet, pour comprendre la variation dans l'offre de

travail, il est plus pertinent de considérer une variation dans le salaire que d'observer le salaire au niveau initial.

Finalement, pour vérifier si l'application d'un impôt à taux unique a eu un effet sur l'offre de travail des individus, la variable binaire *flattax* est utilisée tout comme pour les coupes transversales. Cette variable représente le fait d'habiter en Alberta en 2002.

## 5. MODÈLES ÉCONOMÉTIQUES

Comme dans un grand nombre d'études portant sur l'offre de travail individuelle, une analyse distincte de la situation de l'homme et de la situation de la femme sera faite. En effet, encore aujourd'hui, la décision de se retirer du marché du travail revient plus souvent à la femme qu'à l'homme et c'est pourquoi il est raisonnable de croire que la femme choisit le nombre de semaines qu'elle offre sur le marché du travail en deux étapes (avec biais de sélection). Ce fait sera donc pris en considération dans l'analyse des coupes instantanées pour l'année 2002. Par contre, on considérera que l'homme prend ses décisions concernant le marché du travail sans biais de sélection.

### 5.1. Économétrie de l'offre de travail des hommes – coupes transversales

L'offre de travail des hommes mariés sera mesurée par le nombre de semaines travaillées (*weeks*) durant l'année de référence. On prend en considération ici que le nombre de semaines travaillées correspond précisément à ce qui est offert en omettant le fait qu'il puisse y avoir des différences entre le nombre de semaines désirées indiquées par la fonction d'utilité et le nombre de semaines travaillées. Ainsi, on peut estimer l'offre de travail en utilisant les moindres carrés ordinaires. Considérant la définition des variables faite précédemment, on peut donc écrire (en forme matricielle) :

$$weeks = X' \beta + \delta_1 flattax + \delta_2 nostatePIT^{13} + \delta_3 unemrate + \mu$$

où  $X$  représente un vecteur de caractéristiques individuelles comprenant le salaire net de l'impôt personnel sous-national et fédéral, l'âge, l'âge au carré, l'éducation et l'habileté à parler anglais (ou la langue maternelle). Le terme d'erreur  $\mu$  est indépendant des variables explicatives et est distribué selon  $N(0, \sigma_i^2)$ .

Le même modèle a aussi été estimé pour l'ensemble des hommes aptes au travail avec l'ajout d'une variable indépendante contrôlant pour le statut matrimonial, variable qui prend la valeur 1 si l'homme est en couple et 0 autrement.

---

<sup>13</sup> Cette variable binaire n'est valable que pour le cas américain, car aucune province canadienne est sans impôt sous-national.

## 5.2. Économétrie de l'offre de travail des femmes – coupes transversales

Comme mentionné précédemment, l'offre de travail des femmes sera estimée à l'aide d'une régression moindres carrés ordinaires avec correction pour biais de sélection (correction telle qu'élaborée par Heckman<sup>14</sup>). En effet, on pense que, à priori, la femme mariée prend d'abord la décision d'aller sur le marché du travail avant d'y offrir un certain nombre de semaines. Ainsi, on doit d'abord trouver les estimateurs des coefficients des variables expliquant la probabilité de participer au marché du travail en faisant un probit (maximum de vraisemblance). Dans ce cas, la vraie variable dépendante est une variable latente non observable qui est l'utilité de participer au marché du travail, mais nous n'observons que le fait de participer ou non. Posons la variable *travail*.

$$\begin{aligned} \text{travail} &= 1 \quad \text{si utilité retirée en travaillant} > 0 \\ \text{travail} &= 0 \quad \text{autrement.} \end{aligned}$$

*Travail* est définie à partir du fait que la femme a travaillé ou non dans l'année de référence. Si la femme avait travaillé, alors la variable *travail* prend la valeur 1 (0 autrement). À la suite du probit, il est possible de retirer l'inverse du ratio de Mill ( $\lambda$ ) qui capte l'effet de la sélectivité. Ensuite, il faut faire une régression moindres carrés ordinaires en incluant l'inverse du ratio de Mill afin de corriger pour le biais de sélection.

$$\text{weeks} = X'\beta + \delta_1 \text{flattax} + \delta_2 \text{nostatePIT}^{15} + \delta_3 \text{unemrate} + \theta \lambda + \mu$$

Dans ces modèles avec biais de sélection, il faut avoir une variable qui permet de faire la sélection, c'est-à-dire une variable qui influence la probabilité de participer au marché du travail, mais qui n'influence pas le nombre de semaines travaillées. Trois variables rentrent en ligne de compte ici : le revenu du mari (*husbandincome*), les revenus non-salariaux de la femme (*otherincome*) et le taux d'impôt marginal consolidé auquel fait face une femme avec revenu moyen sur le marché du travail (*rate*). En effet, la variable qui contrôle pour le revenu du conjoint est pertinente, car on peut penser qu'une femme qui a un mari ayant un revenu très élevé va moins

---

<sup>14</sup> Maddala, G.S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, 401p.

<sup>15</sup> Tout comme dans le cas des hommes, cette variable binaire n'est valable que dans le cas américain, aucune province canadienne n'étant sans impôt sous-national.

sentir le besoin d'aller sur le marché du travail qu'une femme dans la situation inverse. Par contre, une fois sur le marché du travail, il est raisonnable de croire que le nombre de semaines qu'elle va travailler dépendra de ses caractéristiques personnelles plutôt que de celles de son mari. On peut faire des raisonnements semblables pour les variables de revenus non-salariaux (*otherincome*) et de taux représentatif (*rate*). Ce sont des éléments extérieurs au comportement de la femme qui vont influencer sa décision de travailler ou non. Lorsque cette dernière choisit d'aller sur le marché du travail, alors c'est davantage son salaire net qui lui indiquera le nombre de semaines qu'elle travaillera. Le salaire net est une caractéristique qui devient disponible lorsque la femme travaille et elle est beaucoup plus indicatrice que les variables prises en compte dans la décision de travailler ou non, c'est pourquoi on l'utilise à cette étape du processus de décision. Ainsi, dans la régression moindres carrés ordinaires,  $X$  représente la matrice de caractéristiques individuelles et comprend : le salaire net de l'impôt sous-national et fédéral, l'âge, l'âge au carré, la présence d'un enfant de moins de 6 ans (5 ans dans le cas du Canada), l'habileté à parler anglais (ou la langue maternelle) et l'éducation. Dans les modèles en deux étapes, la deuxième étape souffre d'un problème d'hétéroscédasticité ce qui implique que  $\mu$ , le terme d'erreur de la régression moindres carrés ordinaires, est distribué selon  $N(0, \sigma^2)$ .

### 5.3. Économétrie de l'offre de travail – données en panel

Dans le cas des données en panel, le même modèle est utilisé pour les hommes et pour les femmes et seuls des individus qui travaillent en 2000 et en 2002 sont considérés. Dans ce cas, comme on a des informations sur les individus autant en 2000 qu'en 2002, c'est-à-dire avant et après la mise en place de l'impôt à taux unique en Alberta, le modèle choisi est une régression moindres carrés ordinaires sur la différence d'offre de travail entre 2002 et 2000. Dans ce cas, on peut écrire

$$\Delta weeks = X' \beta + \delta_1 fltax + \delta_2 unemrate0200 + \delta_3 netwage0200 + \delta_4 children+ + \delta_5 children- + \delta_6 incomehw + \mu$$

où  $\mu$  est indépendant des variables explicatives et est distribué selon  $N(0, \sigma^2)$ .  $X$  est une matrice de caractéristiques individuelles fixes observées en 2000 (*éducation, âge, âge au carré, langue maternelle anglaise*). Les autres variables sont telles qu'expliquées à la section 4.3.2. Comme on cherche à évaluer l'évolution du nombre de semaines travaillées, on ne prend pas en considération l'aspect du biais de sélection, car on s'intéresse seulement aux gens qui travaillent durant les deux

années observées ce qui implique que l'application du biais de sélection devrait être faite en double. Dans le cas ici, nous avons préféré ne pas l'appliquer et simplement faire une régression moindres carrés ordinaires, même dans le cas des femmes.

#### 5.4. Éléments à souligner

Il est important de noter deux points à propos des modèles économétriques choisis ici. D'abord, deux variables posent un problème potentiel de *clustering*, c'est-à-dire qu'elles ne varient pas à l'intérieur de groupes géographiques particuliers (états ou provinces). Il s'agit des variables de taux de chômage (*unemrate*) et de taux d'impôt «représentatif» (*rate*). Il pourrait donc être intéressant, dans une analyse ultérieure, de tenter des corrections pour ces variables, car cela pourrait entraîner des écarts types biaisés. Par contre, dans le cas présent, aucune correction n'a été apportée considérant le nombre important d'observations disponible dans l'échantillon.

La deuxième chose à noter est l'importance du facteur de pondération dans toutes les analyses réalisées. En effet, dans le cas des coupes instantanées pour l'année 2002, un poids est appliqué à chaque individu en raison des méthodes d'échantillonnage utilisées. Ce dernier est donc essentiel pour obtenir des résultats fiables. Dans le cas des données longitudinales canadiennes, le poids varie par individu par année. Ainsi, dans le cas du modèle différencié, il a été nécessaire de choisir le poids d'une des deux années pour effectuer l'analyse. Le poids de 2002 est appliqué ici, car il s'agit du poids qui représente le mieux l'individu dans le dernier groupe dans lequel on l'observe et c'est pourquoi il a été choisi.

## 6. RÉSULTATS EMPIRIQUES – COUPES TRANSVERSALES 2002

Les résultats des différents modèles considérés sont présentés dans les pages qui suivent. Il sera donc intéressant de vérifier si les hypothèses posées précédemment sur le comportement des individus sont confirmées par le travail empirique.

### 6.1. Résultats pour les hommes

#### 6.1.1. États-Unis

Comme mentionné précédemment, l'offre de travail des hommes a été estimée par moindres carrés ordinaires. Un test Breush Pagan a démontré la présence d'hétéroscédasticité<sup>16</sup>, cela a donc été corrigé avec l'utilisation d'écarts types robustes Eicker-White.

Considérant cela, on observe que le salaire net a un effet négatif significatif sur le nombre de semaines travaillées par les hommes mariés. Cela démontrerait donc une importance plus grande de l'effet revenu par rapport à l'effet substitution.

Du côté des variables indiquant le type d'impôt sur le revenu présent dans l'État, on remarque que l'impôt à taux unique n'a pas d'effet statistiquement significatif sur l'offre de travail des hommes mariés, alors que l'absence d'impôt sous-national a un effet positif et significatif. Cela s'explique par le fait que le taux unique n'est pas nécessairement plus faible que plusieurs des taux dans le bas des échelles à structure progressive. Si on pense qu'un taux d'impôt plus faible augmenterait l'offre de travail (ce que semble nous indiquer l'absence d'impôt), alors il n'est pas clair dans quel sens sera l'effet du taux d'impôt unique. Ainsi, il est possible que pour les revenus faibles et moyens, l'impôt à taux unique soit une désincitation au travail, alors que l'effet serait contraire pour les revenus plus élevés. Le coefficient non significatif nous montre bien que, toutes choses étant égales par ailleurs, il n'est pas clair qu'on peut prédire l'effet de l'impôt unique. Il y a tout de même un fait intéressant à noter. La majorité des études faites sur l'offre de travail des hommes nous indiquent que cette dernière est inélastique à des changements dans le taux marginal. Par contre, ici on voit bien que la présence comme telle de l'impôt a un effet significatif, car

---

<sup>16</sup>  $F(13,10121) = 11.39 > 1.83 = F_c$ , alors on rejette l'hypothèse nulle d'homoscédasticité ( $\alpha = 5\%$ ).

lorsque ce dernier est absent, l'offre de travail augmente. En effet, on remarque qu'en absence d'impôt sous-national, l'offre de travail d'un homme marié augmente de 1.3 semaines, toutes autres choses étant égales.

Encore au niveau institutionnel, on remarque que le taux de chômage a un effet négatif statistiquement significatif, ce qui était attendu.

TABLEAU 6.1. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIVES POUR L'ÉCHANTILLON DES HOMMES MARIÉS – ÉTATS-UNIS (2002)  
(FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
( $n = 10135$ ,  $R^2=0.0453$ )

Variable dépendante : <i>nombre de semaines travaillées</i>	Coefficient (Écart type robuste)	t
netwage	-0.0265489 (.0104106)	-2.55
flattax	0.0064202 (.4574476)	0.01
nostatePIT	1.303921 (.5038604)	2.59
age	0.3722147 (.0967136)	3.85
age2	-0.0057608 (.0009874)	-5.83
english	0.4297352 (.9754612)	0.44
unemrate	-0.7289866 (.244608)	-2.98
Educ_nohighschool	-1.114497 (.5842947)	-1.91
Collegedegree	0.2613943 (.488839)	0.53
Educ_bachelor	0.9343557 (.5383203)	1.74
Educ_master	-0.5510393 (.6941173)	-0.79
Educ_phd	2.289819 (1.474488)	1.55
Educ_professional	1.941026 (1.418257)	1.37
Constante	33.83588 (2.762524)	12.55

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données du *American Community Survey* du US Bureau Census, année 2002., du U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. *Unemployment Rates for States.*, de la Tax Foundation State Finance. *State Individual Income Tax Rates.* et du Tax Policy Center. *2001 Tax Rates Schedules.*  
- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

Pour ce qui est des caractéristiques individuelles pour lesquelles on a contrôlé dans le modèle, on remarque que l'âge et l'âge au carré sont de signes attendus. Il s'agit d'un modèle quadratique concave. En effet, l'âge a un effet positif significatif sur le nombre de semaines travaillées, mais cet effet est décroissant (ce que l'on remarque par le coefficient négatif de l'âge au carré). L'habileté à parler anglais ne semble pas être un facteur déterminant ici. Ceci n'est pas tellement surprenant considérant qu'une très grande part de l'échantillon américain parle bien anglais. Pour ce qui est de l'éducation, aucune variable n'est statistiquement significative individuellement. Par contre, les variables d'éducation sont conjointement significatives<sup>17</sup> et sont donc déterminantes pour l'offre de travail des hommes.

Il semblerait donc que certaines variables influent de façon importante sur l'offre de travail des hommes mariés aux États-Unis. Il faut malgré tout faire attention en observant ces résultats. En effet, le  $R^2$  de cette régression est plutôt faible (0.0453). Ainsi, le modèle explique moins de 5% du comportement des hommes sur le marché du travail ce qui implique que, même en tenant compte des facteurs personnels et institutionnels, il est donc difficile de l'expliquer. Cela semble donc venir rejoindre les conclusions de plusieurs études antérieures.

Finalement, la même analyse a été réalisée pour l'ensemble des hommes de l'échantillon en ajoutant une variable dichotomique indiquant si l'homme est marié ou non. Les résultats obtenus sont semblables, c'est-à-dire que les variables significatives sont les mêmes et que les effets sont de même signe. On remarque que l'effet d'être marié est positif et significatif sur le nombre de semaines travaillées. Cela n'est pas étonnant. En effet, les hommes mariés ont souvent une famille et travaillent généralement plus pour subvenir aux besoins des enfants particulièrement. Ainsi, pour les hommes, le fait d'être marié pourrait être considéré comme un *proxy* pour la présence d'enfants.

---

<sup>17</sup>  $F(6,10121) = 2.47 > 2.10 = F_c$ , alors on rejette l'hypothèse nulle voulant que tous les coefficients soient égaux à zéro ( $\alpha = 5\%$ ).

### 6.1.2. Canada

La même analyse a été faite avec les données canadiennes afin de pouvoir comparer les résultats. Comme dans le cas précédent, les écarts types ont été corrigés pour la présence d'hétéroscédasticité<sup>18</sup>.

TABLEAU 6.2. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIVES POUR L'ÉCHANTILLON DES HOMMES MARIÉS – CANADA (2002)  
(FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
( $n = 7556$ ,  $R^2=0.0370$ )

Variable dépendante : <i>nombre de semaines travaillées</i>	Coefficient (Écart type robuste)	t
netwage	0.0831522 (.0238376)	3.49
flattax	-0.3845242 (.3528694)	-1.09
age	0.7125474 (.1298334)	5.49
Age2	-0.0088253 (.001524)	-5.79
english	1.007535 (.2815928)	3.58
unemrate	-0.1899196 (.0547099)	-3.47
Educ_nohighschool	-0.0517428 (.4571148)	-0.11
Collegedegree	0.2649329 (.3258876)	0.81
Educ_bachelor	-0.0497728 (.5104466)	-0.10
Educ_supp	-0.1963657 (.5779121)	-0.34
Constante	36.55165 (2.690696)	13.58

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada, année 2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), année 2002, du TREFF, Karin et PERRY, David, *Finances of the Nation*, année 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, *Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002?*

- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

Le premier point que l'on remarque est l'effet positif et significatif du salaire net sur l'offre de travail des hommes canadiens mariés aptes au travail. En effet, il semble que les Canadiens soient davantage influencés par l'effet substitution que par l'effet revenu. La

<sup>18</sup>  $F(10,7545) = 19.54 > 1.83 = F_c$ , alors on rejette l'hypothèse nulle d'homoscédasticité ( $\alpha = 5\%$ ).

présence d'un impôt à taux unique au niveau provincial n'a pas d'effet statistiquement significatif sur l'offre de travail des hommes mariés. L'effet de l'âge a la forme attendue, soit une forme quadratique concave. La variable *english*, qui représente ici la langue maternelle, est de coefficient positif et statistiquement significatif. Dans le cas du Canada, cette variable est particulièrement intéressante. En effet, le groupe de référence est tous les individus non-anglophones. Au Canada, la taille du marché du travail est plus importante pour les individus anglophones, ce qui peut expliquer le signe positif de la variable *english*. Ainsi, on remarque donc que les hommes dont la langue maternelle est l'anglais travaillent, toutes autres choses étant égales, une semaine de plus par année.

Du point de vue institutionnel, le taux de chômage de la province a un effet négatif et significatif sur l'offre de travail des hommes mariés. Une hausse du taux de chômage de un point de pourcentage réduirait l'offre de travail de 0.19 semaine, donc environ une journée de travail.

Finalement, les niveaux d'éducation ne sont significatifs ni individuellement ni conjointement<sup>19</sup>. Le nombre de semaines travaillées ne varierait donc pas de manière significative avec l'éducation dans le cas des hommes mariés canadiens.

Au niveau du modèle en général, il est clair que l'on n'explique vraiment pas toute l'offre de travail avec les variables structurelles et de caractéristiques individuelles, car le R<sup>2</sup> du modèle est très faible (0.0370).

### 6.1.3. Comparaison Canada – États-Unis

Rapidement, on peut analyser les différences et les similitudes qui existent entre le cas américain et le cas canadien. La première grande différence est au niveau de l'effet du salaire net qui est significatif dans les deux cas, mais de signe contraire, c'est-à-dire positif pour le Canada et négatif pour les États-Unis. Cela peut paraître étonnant, mais a tout de même du sens. En effet, les tableaux C3 et C4 en annexe indiquent que les salaires nets sont plus élevés en moyenne aux États-Unis qu'au Canada. Ainsi, on peut penser que dans le cas américain, on a atteint un point de retournement, le point à partir duquel une hausse de salaire entraîne davantage une hausse de la demande de loisirs qu'une hausse de l'offre

---

<sup>19</sup>  $F(4,7545) = 0.46 < 2.37 = F_c$ , on ne rejette donc pas l'hypothèse nulle indiquant que tous les coefficients sont égaux à zéro ( $\alpha = 5\%$ ).

de travail. Au Canada, comme les salaires nets sont inférieurs, on a encore une incitation au travail lorsque ceux-ci augmentent.

Pour la majorité des autres variables significatives, les résultats sont cohérents entre les deux modèles. Dans les deux cas, la présence d'un impôt à taux unique au niveau sous-national n'a pas d'effet statistiquement significatif sur l'offre de travail et le taux de chômage a un effet négatif. De plus, on peut observer que l'éducation a un effet statistiquement significatif aux États-Unis, mais pas au Canada. Ainsi, le nombre de semaines travaillées serait plus constant à travers les niveaux d'éducation dans le cas canadien. Enfin, dans les deux cas, les  $R^2$  sont faibles. Le modèle qui tient compte des caractéristiques individuelles et des facteurs fiscaux ne serait donc pas suffisant pour expliquer l'offre de travail des hommes mariés autant au Canada qu'aux États-Unis.

## 6.2. Résultats pour les femmes

Tel que mentionné précédemment, l'analyse du comportement des femmes mariées se divise en deux étapes (déterminer d'abord la probabilité d'offrir du temps sur le marché du travail et, ensuite, déterminer le nombre de semaines offertes en corrigeant pour le biais de sélection). Les résultats seront donc présentés conformément à cette procédure.

### 6.2.1. États-Unis

#### *Résultats pour la probabilité de travailler*

Le tableau 6.3 présente des résultats particulièrement intéressants concernant la probabilité de travailler des femmes mariées. En effet, on remarque que la probabilité de participer au marché du travail dépend de plusieurs variables significatives (surlignées en gris).

Tout d'abord, il faut remarquer que le modèle prédit une probabilité de travailler pour une femme mariée de 50%. Cela semble très approprié étant données les informations que l'on a vues sur l'échantillon à la section quatre.

La plupart des résultats observés ici ne sont pas tellement étonnants et correspondent aux attentes. En effet, la variable qui contrôle pour le revenu du mari (*husbandincome*) ainsi que celle qui contrôle pour les revenus non-salariaux de la femme (*otherincome*) ont un effet

négalif et significatif sur la probabilité de travailler. Ainsi, si une femme a d'autres sources de revenus que le marché du travail, la probabilité qu'elle a de travailler diminue.

Du côté de la structure fiscale, les conclusions sont moins évidentes. Deux des trois variables utilisées ici n'ont pas d'effet significatif sur la probabilité de travailler d'une femme mariée. En effet, le taux marginal d'impôt consolidé auquel est confrontée une femme à revenu moyen dans l'État (*taux*) n'est pas statistiquement significatif tout comme l'absence d'impôt au niveau sous-national (*nostatePIT*). Les femmes n'auraient donc pas une probabilité plus grande ou plus petite de travailler dans un État où le revenu n'est pas taxé. Par contre, dans les États où on applique un taux unique (*flattax*), on peut constater que les femmes ont une probabilité de travailler plus élevée, toutes autres choses étant égales. Ceci est tout de même étonnant, car on aurait pu s'attendre ici à un effet négatif. En effet, les taux uniques favorisent les gens avec des revenus plus élevés et comme généralement les femmes mariées ont des salaires inférieurs à leur mari, elles auraient pu avoir tendance à se retirer du marché du travail pour minimiser les tâches extérieures à leur conjoint de sorte que l'impôt à taux unique aurait eu un effet négatif sur leur probabilité de travailler. Par contre, ce n'est pas ce qu'on observe. Cela peut s'expliquer par une caractéristique des femmes mariées que l'on a pu observer à la section quatre. En effet, nous avons vu que les femmes mariées qui travaillent et qui sont en présence d'un impôt à taux unique ont un salaire net, en moyenne, supérieur à leurs consœurs des autres États et même supérieur à leur conjoint. Il existe donc un attrait pour le marché du travail dans ces États précis pour les femmes, car elles peuvent s'attendre à une rémunération intéressante, ce qui augmenterait leur probabilité à aller sur le marché du travail. Ce fait n'étant pas pris en compte dans l'analyse économétrique, mis à part dans la considération du taux d'impôt de la femme moyenne, on peut penser que c'est un facteur qui pourrait expliquer ce résultat contre-intuitif. Par ailleurs, on contrôle déjà pour le taux de chômage dans la régression ce qui rend le raisonnement encore plus plausible.

Pour ce qui est de cette dernière variable structurelle, on observe qu'elle a un effet tel qu'attendu sur la probabilité de travailler, c'est-à-dire négatif (et significatif).

TABLEAU 6.3. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES SIGNIFICATIVES DU MODÈLE PROBIT POUR L'ÉCHANTILLON DES FEMMES MARIÉES – ÉTATS-UNIS (2002)  
(ÉTAPE 1 DE LA CORRECTION POUR BIAIS DE SÉLECTION,  
FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
( $n = 17785$ ,  $\text{pseudo } R^2 = 0.0731$ )

<i>Variable dépendante : work (=1 si la femme est sur le marché du travail, 0 autrement)</i>	Coefficient (Écart-type)	dF/dx <sup>20</sup>	z
Husbandincome	-1.04e-06 (3.68e-07)	-4.14e-07	-2.82
Otherincome	-2.07e-06 (7.91e-07)	-8.25e-07	-2.61
Rate	0.0124912 (.0076902)	0.0049829	1.62
Flattax	0.0611143 (.0306699)	0.0243662	1.99
NostatePIT	-0.0003096 (.0494221)	-0.0001235	-0.01
Age	0.0371026 (.0060397)	0.0148008	6.14
Age <sup>2</sup>	-0.0006886 (.0000608)	-0.0002747	-11.33
English	0.1101838 (.070185)	0.0439024	1.57
Children	-0.1779131 (.0451784)	-0.0707588	-3.94
Unemrate	-0.0266497 (.0154023)	-0.010631	-1.73
educ_nohighschool	0.0064017 (.0424155)	0.0025537	0.15
Collegedegree	0.0528715 (.0290745)	0.0210832	1.82
educ_bachelor	-0.0235236 (.0312951)	-0.0093843	-0.75
educ_master	0.1233016 (.0470505)	0.0490547	2.62
educ_phd	0.4933488 (.1337638)	0.1887216	3.69
educ_professional	0.0958904 (.1038913)	0.0381755	0.92
Constante	-0.296253 (.2308246)	-----	-1.28
Probabilité prédite par le modèle		0.5045015	

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données du *American Community Survey* du US Bureau Census, année 2002., du U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. *Unemployment Rates for States.*, de la Tax Foundation State Finance. *State Individual Income Tax Rates.* et du Tax Policy Center. *2001 Tax Rates Schedules.*

- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

<sup>20</sup> Effet marginal calculé pour un individu moyen dans l'échantillon (femme moyenne). dF/dx représente l'effet d'un changement discret dans le cas de variables indépendantes dichotomiques.

En ce qui concerne les caractéristiques individuelles, on s'aperçoit que l'âge a un effet positif et décroissant sur la probabilité de travailler d'une femme mariée américaine. Cette relation était attendue, car l'âge a généralement cet effet dans les situations où il est question de travail. L'habileté à parler anglais ne semble pas affecter significativement la probabilité d'être sur le marché du travail et, tel qu'attendu, la présence d'un enfant en âge préscolaire la réduit de façon assez importante (7 points de pourcentage). Pour ce qui est des variables d'éducation, elles ne sont pas toutes statistiquement significatives. Par contre, il est important de noter que les deux niveaux les plus élevés (maîtrise et doctorat, professionnel étant une catégorie à part) ont des effets positifs et significatifs sur la probabilité de travailler d'une femme mariée. Encore une fois, cette relation était celle attendue, car l'éducation facilite généralement l'obtention d'un emploi, toutes autres choses étant égales.

On remarque finalement que le pseudo  $R^2$  de cette régression est plutôt faible, mais tout de même intéressant considérant le type de modèle observé.

#### *Résultats pour le nombre de semaines travaillées*

À la deuxième étape de l'estimation des déterminants de l'offre de travail des femmes mariées américaines, il faut inclure l'inverse du ratio de Mill (*Mill*) afin de corriger pour le biais de sélection potentiel tel qu'expliqué précédemment.

La première surprise de cette estimation est que l'inverse du ratio de Mill n'est pas une variable statistiquement significative, ce qui impliquerait que le biais de sélection anticipé dans le modèle théorique n'est pas existant dans l'analyse empirique. Cela n'est tout de même pas si étonnant, car les modèles avec biais de sélection datent déjà de plus de vingt ans et le marché du travail a beaucoup évolué depuis.

Au niveau des variables du modèle, on observe que le type d'impôt n'a pas d'effet sur le nombre de semaines travaillées (*flattax* et *nostatePIT* sont des variables non significatives). De même, contrairement aux hommes, le salaire net d'impôt n'a pas d'effet significatif. Le taux de chômage a un effet négatif et significatif sur le nombre de semaines travaillées par les femmes mariées, ce qui était attendu. Du côté des variables individuelles, l'âge a un effet positif et décroissant, alors que la présence d'un enfant d'âge préscolaire a un effet négatif et significatif sur le nombre de semaines travaillées. La langue, c'est-à-dire

l'habileté à parler anglais, a aussi l'effet attendu (positif), ce que l'on n'observait pas chez les hommes mariés américains. Finalement, les variables d'éducation ne sont pas significatives conjointement<sup>21</sup> même si le niveau d'éducation baccalauréat est significatif individuellement.

TABLEAU 6.4. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIVES POUR L'ÉCHANTILLON DES FEMMES MARIÉES – ÉTATS-UNIS (2002)  
(FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
( $n = 8890$ ,  $R^2 = 0.0109$ )

Variable dépendante : <i>nombre de semaines travaillées</i>	Coefficient (Écart-type robuste)	z
netwage	-0.0031834 (.0018261)	-1.74
flattax	0.7676247 (.5501017)	1.40
nostatePIT	-0.4335605 (.6506714)	-0.67
age	0.873652 (.2464438)	3.55
age <sup>2</sup>	-0.012206 (.0039345)	-3.10
english	3.129742 (1.2619)	2.48
children	-2.41622 (1.005647)	-2.40
unemrate	-0.7971237 (.2930385)	-2.72
Educ_nohighschool	-0.9394461 (.7632421)	-1.23
Collegedegree	0.5073313 (.567688)	0.89
Educ_bachelor	-1.450319 (.5785)	-2.51
Educ_master	-0.1890617 (.9090399)	-0.21
Educ_phd	4.175324 (2.953286)	1.41
Educ_professionel	1.231363 (1.874453)	0.66
Mill	11.64153 (7.228371)	1.61
Constante	10.20445 (7.866958)	1.30

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données du *American Community Survey* du *US Bureau Census*, année 2002., du U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. *Unemployment Rates for States.*, de la Tax Foundation State Finance. *State Individual Income Tax Rates.* et du Tax Policy Center. *2001 Tax Rates Schedules.*  
- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

<sup>21</sup>  $F(6, 8874) = 1.93 < 2.10 = F_c$ , on ne rejette donc pas l'hypothèse nulle voulant que tous les coefficients soient égaux à zéro.

Ces résultats montrent donc que les variables qui concernent l'impôt sur le revenu ne semblent pas affecter tellement le comportement des femmes mariées sur le marché du travail. De plus, si on compare le *pseudo*  $R^2$  de la régression par maximum de vraisemblance (probit) et celui de la régression moindres carrés ordinaires, on s'aperçoit que l'on arrive à expliquer mieux la probabilité qu'une femme travaille que le nombre de semaines qu'elle offrira sur le marché du travail une fois qu'elle y est.

### 6.2.2. Canada

#### *Résultats pour la probabilité de travailler*

Le modèle en deux étapes a aussi été appliqué aux femmes mariées canadiennes. Ainsi, la première estimation est celle de la probabilité de travailler. Les résultats présentés au tableau 6.5. montrent bien qu'un grand nombre de variables indépendantes intervient dans la décision de travailler ou non. En effet, toutes les variables considérées sauf les autres revenus ont un effet significatif sur la probabilité de travailler. D'ailleurs, le modèle en général est intéressant, car le *pseudo*  $R^2$  est de 0.2403. Ensuite, on remarque que le taux d'impôt unique au niveau provincial entraîne une baisse de la probabilité de travailler des femmes.

Au niveau institutionnel, le taux de chômage exerce aussi un effet négatif sur la probabilité de travailler ce qui était attendu. Enfin, le taux d'impôt marginal auquel est confrontée la femme à revenu moyen a un effet positif sur la probabilité de travailler (*rate*). Cette relation est un peu étonnante. Par contre, elle est explicable. En effet, il est possible que cette variable nous démontre que le taux d'impôt de la femme moyenne est plutôt un indicateur du marché du travail en général qu'un critère incitant à demeurer à la maison. Ainsi, plus le taux en question est élevé, plus il sous-tend que les femmes gagnent un salaire élevé en moyenne, du moins ce serait le message perçu par les femmes.

L'entourage de la femme a aussi son impact. En effet, la présence d'un enfant en âge préscolaire a un effet négatif significatif tout comme le revenu du conjoint. Ces deux relations correspondent bien aux attentes. Plus précisément, pour une femme à caractéristiques moyennes, la présence d'un enfant en bas âge réduit la probabilité de travailler de 0.33. À noter, le modèle prédit une probabilité de travailler de 49,86% à une femme moyenne.

TABLEAU 6.5. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES SIGNIFICATIVES DU MODÈLE PROBIT POUR L'ÉCHANTILLON DES FEMMES MARIÉES – CANADA (2002)  
(ÉTAPE 1 DE LA CORRECTION POUR BIAIS DE SÉLECTION, FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
( $n = 12857$ ,  $\text{pseudo } R^2 = 0.2403$ )

<i>Variable dépendante : work (=1 si la femme est sur le marché du travail, 0 autrement)</i>	Coefficient (Écart-type)	dF/dx <sup>22</sup>	z
Husbandincome	-1.24e-06 (3.61e-07)	-4.94e-07	-3.43
Otherincome	-5.25e-07 (9.58e-07)	-2.09e-07	-0.55
Rate	0.0149324 (.0075998)	0.0059571	1.96
Flattax	-0.1333051 (.0590039)	-0.0530598	-2.26
Age	0.1863063 (.0125072)	0.074325	14.90
Age <sup>2</sup>	-0.0024628 (.0001321)	-0.0009825	-18.64
English	0.1673448 (.0414717)	0.0666722	4.04
Children	-0.8824058 (.0549421)	-0.3277161	-16.06
Unemrate	-0.0271285 (.0070942)	-0.0108226	-3.82
educ_nohighschool	-0.1129179 (.0562881)	-0.0449913	-2.01
Collegedegree	0.2477419 (.0432662)	0.0985406	5.73
educ_bachelor	0.2566837 (.062787)	0.1016904	4.09
educ_supp	0.4154394 (.0884774)	0.1618805	4.70
Constante	-2.929548 (.3368993)		-8.70
Probabilité prédite par le modèle		0.4985662	

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada, année 2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), année 2002, du TREFF, Karin et PERRY, David, Finances of the Nation, année 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002?

- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

L'âge et la langue ont aussi l'effet attendu, soit que la probabilité de travailler augmente avec l'âge, mais de façon décroissante et la langue maternelle anglaise a un effet positif sur

<sup>22</sup> Effet marginal calculé pour un individu moyen dans l'échantillon (femme moyenne). dF/dx représente l'effet d'un changement discret dans le cas de variables indépendantes dichotomiques.

la probabilité de travailler. Il faut mentionner ici que le groupe de base ici est toutes les autres langues maternelles, donc un groupe de base plutôt diversifié.

Enfin, les niveaux d'éducation montrent bien que l'éducation a un effet positif sur la probabilité d'avoir un emploi. En effet, ne pas compléter son secondaire est un facteur qui réduit de façon significative la probabilité de travailler d'une femme mariée. Ensuite, le collège, le baccalauréat et les études supérieures ont tous un effet positif sur la probabilité de travailler (le groupe de base étant les études secondaires complétées).

#### *Résultats pour le nombre de semaines travaillées*

Pour les femmes qui travaillent, la régression moindres carrés ordinaires corrigée pour le biais de sélection nous indique quels sont les déterminants du nombre de semaines offerts dans une année.

On remarque d'abord que, contrairement à la probabilité de travailler, très peu de variables sont statistiquement significatives pour expliquer le nombre de semaines travaillées. Le salaire net est ici la variable clé, car c'est la seule qui a un effet significatif. Ainsi, une hausse de un dollar du salaire net d'impôt augmente le nombre de semaines travaillées de 0.17 semaines.

Les variables d'éducation, quant à elles, ne sont ni significatives individuellement, ni conjointement<sup>23</sup>.

Enfin, il est important de noter que le biais de sélection semble inexistant empiriquement. En effet, l'inverse du ratio de Mill n'est pas une variable statistiquement significative dans le cas ici.

Il semble donc que, dans le cas du Canada, on ait plus de facilité à expliquer pourquoi une femme décide ou non de travailler que pourquoi elle travaille plus ou moins de semaines dans l'année. Peut-être que le fait de travailler ou non ne soit la seule vraie décision qui est prise, le reste dépendant davantage des circonstances. Dans une recherche éventuelle, l'ajout du secteur d'emploi dans l'estimation portant sur le nombre de semaines travaillées pourrait être indicateur à ce sujet. Le  $R^2$  de la régression moindres carrés ordinaires est si faible (0.0340) qu'il est nécessaire d'envisager d'autres voies que les caractéristiques individuelles et institutionnelles pour expliquer l'offre de travail des femmes.

---

<sup>23</sup>  $F(4,6063) = 1.40 < 2.37 = F_c$ , on ne rejette donc pas l'hypothèse nulle voulant que tous les coefficients soient égaux à zéro. ( $\alpha = 5\%$ )

TABLEAU 6.6. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIVES  
 POUR L'ÉCHANTILLON DES FEMMES MARIÉES – CANADA (2002)  
 (FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
 ( $n = 6076$ ,  $R^2 = 0.0340$ )

Variable dépendante : <i>nombre de semaines travaillées</i>	Coefficient (Écart-type robuste)	z
netwage	0.1740266 (.025419)	6.85
flattax	-0.4774974 (.5366692)	-0.89
age	0.3387675 (.2921039)	1.16
age <sup>2</sup>	-0.0031276 (.0037118)	-0.84
english	0.5330533 (.3661611)	1.46
children	0.1195631 (1.255432)	0.10
unemrate	0.0335589 (.0626664)	0.54
Educ nohighschool	0.0984325 (.5394975)	0.18
Collegedegree	0.2316449 (.4618946)	0.50
Educ_bachelor	-0.5460424 (.6147845)	-0.89
Educ_supp	-1.102735 (.7957579)	-1.39
Mill	-0.8187067 (2.429555)	-0.34
Constante	40.20501 (6.529753)	6.16

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de Statistique Canada, année 2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), *Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage)*, année 2002, du TREFF, Karin et PERRY, David, *Finances of the Nation*, année 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, *Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002?*

- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

### 6.2.3. Comparaison Canada – États-Unis

Si on compare maintenant les résultats obtenus pour les femmes aux États-Unis et au Canada, on s'aperçoit que les résultats sont similaires sur la majorité des points (au niveau de l'effet qualitatif des variables) lorsque l'on étudie la probabilité de travailler. Par contre, on remarque des différences au niveau des variables de fiscalité. D'abord, le taux unique a des effets contraires et significatifs au Canada (effet négatif) et aux États-Unis (effet positif).

Dans cette comparaison, on doit considérer que l'impôt à taux unique est en place depuis beaucoup plus longtemps aux États-Unis. Ainsi, les femmes mariées américaines qui sont en présence de l'impôt à taux unique sont certainement celles qui étaient avantagées par cette situation et, donc on peut comprendre l'effet positif sur leur probabilité de travailler. Au Canada, on observe plutôt une relation négative pour l'année 2002. Ainsi, peut-être que cette relation est temporaire et que, dans quelques années, on aura eu les mêmes ajustements qu'aux États-Unis. Ce sera à observer. Par ailleurs, le taux d'impôt consolidé auquel fait face une femme à revenu moyen est non-significatif aux États-Unis, alors que l'effet est positif au Canada sur la probabilité de travailler d'une femme mariée.

De plus, il faut considérer que les variables dichotomiques représentant le taux d'impôt unique contiennent une dimension géographique qui peut avoir un effet ici.

Au niveau des semaines travaillées, les deux modèles semblent assez faibles. Dans le cas du Canada, une seule variable est statistiquement significative, le salaire net d'impôts. Cette variable est non-significative dans le cas américain. Par contre, les deux modèles rejettent la présence d'un biais de sélection.

À la lumière de ces résultats, on peut envisager que, malgré l'absence empirique du biais de sélection, la décision importante pour une femme est celle d'aller ou non sur le marché du travail. Du moins, c'est cette décision qui semble la plus explicable si on considère des variables institutionnelles et individuelles.

## 7. RÉSULTATS EMPIRIQUES – DONNÉES EN PANEL

Tel que mentionné à la section 5, l'analyse de l'offre de travail réalisée à partir des données en panel est la même pour les hommes mariés que pour les femmes mariées. Le même modèle et les mêmes variables sont considérés dans les deux cas. La variable dépendante ici est la variation dans le nombre de semaines travaillées entre 2002 et 2000. Dans ce cas-ci, la variable binaire *flattax* a pour but d'indiquer si la transformation dans le système d'impôt en Alberta a eu un effet sur la variation observée dans l'offre de travail des hommes et des femmes durant la période où elle a été mise en place.

### 7.1. Résultats pour les hommes

D'abord, un test Breusch Pagan a révélé que l'échantillon des hommes n'était pas en présence d'hétéroscédasticité<sup>24</sup>.

Les résultats pour les hommes mariés se trouvent au tableau 7.1. On remarque d'abord qu'aucune variable n'est significative pour expliquer le changement d'offre de travail des hommes. Si on se penche plus précisément sur la mise en place de l'impôt à taux unique, on tire la conclusion que cela n'a pas eu d'effet sur l'offre de travail des hommes mariés. Par ailleurs, le modèle en entier explique très peu le changement d'offre de travail observé entre 2000 et 2002. En effet, le  $R^2$  est très faible.

L'absence de variables significatives et la faiblesse du modèle peuvent être expliquées par le fait qu'il y a eu peu de variation en moyenne dans le nombre de semaines travaillées par les hommes mariés entre 2000 et 2002. Le tableau C5 en annexe montre que le changement moyen dans le nombre de semaines travaillées pour les hommes est de 0.21 semaine (baisse), ce qui est très faible. Ainsi, on peut penser que peu importe les variables que l'on aurait incluses dans le modèle, on aurait eu de la difficulté à expliquer les changements d'offre de travail.

La solution proposée ici serait d'étendre la période observée. En effet, l'offre de travail individuelle pourrait varier davantage sur une plus longue période, mais on ne peut l'affirmer avec certitude. En fait, il est possible que l'offre de travail individuelle des hommes soit tellement inélastique qu'elle soit presque constante dans le temps. Il est donc difficile d'en évaluer les changements lors de l'implantation de nouvelles mesures fiscales par exemple. Ce résultat n'est

---

<sup>24</sup>  $F(13,2448) = 0.91 < 1.83$ , on rejette donc pas l'hypothèse nulle d'homoscédasticité ( $\alpha=5\%$ ).

pas incohérent avec les théories et les résultats trouvés lors des études faites antérieurement sur le sujet.

TABLEAU 7.1. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIVES POUR L'ÉCHANTILLON DES HOMMES MARIÉS – CANADA (2000-2002)  
(FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
( $n = 2461$ ,  $R^2=0.0051$ )

Variable dépendante : variation dans le nombre de semaines travaillées	Coefficient (Écart type)	t
<i>Netwage0200</i>	0.0295821 (.0718432)	0.41
<i>Flattax</i>	0.4198271 (.5449606)	0.77
<i>Age2000</i>	0.1257208 (.164192)	0.77
<i>age<sup>2</sup> 2000</i>	-0.0013805 (.0018772)	-0.74
<i>English 2000</i>	0.363407 (.4409499)	0.82
<i>Children+</i>	-0.1463187 (.9113931)	-0.16
<i>Children-</i>	-0.2580793 (.6362399)	-0.41
<i>Unemrate0200</i>	0.0060424 (.1743117)	0.03
<i>Educ nohighschool 2000</i>	0.4696437 (.5943611)	0.79
<i>Collegedegree 2000</i>	0.1121477 (.5100944)	0.22
<i>Educ_bachelor 2000</i>	1.009629 (.8544108)	1.18
<i>Educ_supp 2000</i>	-0.2648945 (1.039857)	-0.25
<i>incomehw</i>	-0.3738202 (.6807931)	-0.55
<i>Constante</i>	-3.62103 (3.534267)	-1.02

Sources : toutes les variables ont été créées à partir de de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada, 1999-2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), année 2002, du tableau 109-5004 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage, selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de janvier 2000) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), années 2000, du TREFF, Karin et PERRY, David, Finances of the Nation, années 2000 et 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002... pour 2000?

- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

Ainsi, si on cherche à combiner les résultats obtenus à partir de l'analyse transversale et ceux obtenus avec le modèle différencié, on peut constater que certaines caractéristiques individuelles et structurelles influencent l'offre de travail des hommes à un moment donné dans le temps. Ces

variables permettent donc de distinguer les hommes entre eux, mais ne permettent pas d'expliquer des changements d'offre de travail dans le temps.

## 7.2. Résultats pour les femmes

Le même modèle que celui appliqué aux hommes a maintenant été appliqué aux femmes mariées. Encore une fois, l'idée était de voir si des caractéristiques individuelles et institutionnelles peuvent exercer une influence sur des variations dans l'offre de travail des femmes. Plus précisément, on veut vérifier si la mise en place de l'impôt à taux unique a eu pour effet d'augmenter ou de réduire l'offre de travail des femmes mariées et ainsi vérifier si l'application de cette politique fiscale favorise la spécialisation dans le ménage en réduisant le nombre de semaines travaillées par les femmes qui sont sur le marché du travail. Il ne s'agit pas ici de vérifier si elles vont se retirer complètement du marché du travail, mais plutôt de vérifier si elles vont réduire le nombre de semaines travaillées pour se consacrer davantage au ménage.

Les résultats de la régression moindres carrés ordinaires dont la variable dépendante est la variation dans le nombre de semaines travaillées entre 2000 et 2002 (avant et après la mise en place de l'impôt à taux unique en Alberta) sont présentés dans le tableau 7.2. Comme dans le cas des hommes mariés, le test Breush Pagan a démontré l'absence d'hétéroscédasticité<sup>25</sup>.

Déjà, on observe que l'offre de travail des femmes varie davantage que celle des hommes. On avait vu précédemment qu'en moyenne, le nombre de semaines travaillées par les femmes avait augmenté de 1.34 semaines entre 2000 et 2002, une variation beaucoup plus importante que celle des hommes. Le modèle estimé a toujours un  $R^2$  plutôt faible (0.0266), mais on en retire certaines observations intéressantes. En effet, on remarque que l'offre de travail des femmes réagit négativement à une hausse du salaire net. Ainsi, cela signifie que l'effet revenu domine l'effet substitution dans une perspective intertemporelle (lorsque la variation du salaire net augmente, celle du nombre de semaines travaillées diminue).

Tout comme les hommes, le coefficient de la variable *flattax* n'est pas significatif pour expliquer la variation dans le nombre de semaines travaillées. Cela signifie donc que la mise en place de l'impôt à taux unique n'a pas eu d'effet sur la variation d'offre de travail des femmes.

L'âge a un effet négatif et significatif sur la variation dans le nombre de semaines travaillées par les femmes. L'âge au carré est une variable non significative à 5%, mais elle l'est à 10%. Ainsi,

---

<sup>25</sup>  $F(13,2012) = 1.41 < 1.83$ , alors on ne rejette pas hypothèse nulle d'homoscédasticité ( $\alpha=5\%$ ).

à un seuil de signification de 10%, on observe que l'effet de l'âge sur les variations dans le nombre de semaines travaillées est négatif, mais tout de même freiné par l'effet quadratique qui est positif.

TABLEAU 7.2. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIVES POUR L'ÉCHANTILLON DES FEMMES MARIÉES – CANADA (2000-2002)  
(FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
( $n = 2025$ ,  $R^2 = 0.0266$ )

Variable dépendante : variation dans le nombre de semaines travaillées entre 2000 et 2002 <sup>26</sup>	Coefficient (Écart-type)	t
<i>Netwage0200</i>	-0.0897066 (.040138)	-2.23
<i>Flattax</i>	-0.0103989 (.6461617)	-0.02
<i>Age2000</i>	-0.8069354 (.3631916)	-2.22
<i>age<sup>2</sup> 2000</i>	0.008 (.0041807)	1.91
<i>English 2000</i>	-0.0068782 (.5289294)	-0.01
<i>Children+</i>	-2.905392 (1.615696)	-1.80
<i>Children-</i>	-0.616499 (1.372998)	-0.45
<i>Unemrate0200</i>	-0.1402798 (.1448069)	-0.97
<i>Educ nohighschool 2000</i>	0.732091 (.768447)	0.95
<i>Collegedegree 2000</i>	0.4113358 (.6151392)	0.67
<i>Educ_bacchelor 2000</i>	-0.3072483 (.7081784)	-0.43
<i>Educ_supp 2000</i>	0.3720061 (.8795903)	0.42
<i>incomehw</i>	1.510778 (1.322966)	1.14
<i>Constante</i>	20.63229 (7.980706)	2.59

Statistique Canada, 1999-2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), *Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage)*, année 2002, du tableau 109-5004 de Cansim (Statistique Canada), *Taux de chômage, selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de janvier 2000) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage)*, années 2000, du TREFF, Karin et PERRY, David, *Finances of the Nation*, années 2000 et 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, *Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002... pour 2000?*  
- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

<sup>26</sup> La variation est toujours utilisée comme : nombre de semaines travaillées en 2002 – nombre de semaines travaillées en 2000.

La langue et les niveaux d'éducation ne sont pas des variables statistiquement significatives pour expliquer les variations dans l'offre de travail. Une baisse importante du revenu du conjoint ne semble pas être un facteur déterminant non plus ici.

Finalement, la présence d'un enfant en bas âge joue souvent un rôle dans les décisions d'offre de travail des femmes. L'analyse empirique faite ici démontre qu'à un seuil de signification de 10%, l'arrivée d'un enfant en âge préscolaire auprès de la femme mariée entre 2000 et 2002 a un effet négatif et significatif sur la variation du nombre de semaines travaillées entre 2002 et 2000. Cet effet est important, car l'arrivée d'un enfant réduirait d'un peu plus de deux semaines la variation de l'offre de travail entre 2000 et 2002. Ainsi, les femmes qui ont eu un enfant d'âge préscolaire entre ces deux années auraient réduit leur offre de travail. Par contre, le fait qu'un enfant vieillisse et quitte l'âge préscolaire entre 2000 et 2002 n'a pas d'effet statistiquement significatif sur la variation dans le nombre de semaines travaillées.

Les résultats observés avec la différenciation du nombre de semaines travaillées entre 2000 et 2002 ne viennent pas contredire ceux trouvés avec l'analyse de coupes transversales. On remarque, particulièrement pour les hommes, que l'on arrive à expliquer un peu les différences qui existent entre les hommes pour une année donnée, mais que, par contre, aucune des caractéristiques observées n'arrive à expliquer des changements dans l'offre de travail dans le temps. Du côté des femmes, on constate qu'il y a plus de facteurs qui différencie les femmes entre elles au cours d'une même année et on arrive à expliquer davantage les variations dans le nombre de semaines travaillées dans le temps.

Pour résumer rapidement l'effet de l'impôt à taux unique sur l'offre de travail des hommes et des femmes mariés canadiens, on peut dire que ce type de fiscalité ne semble pas avoir d'effet significatifs sur le nombre de semaines travaillées dans une année ni dans les changements de ce nombre de semaines dans le temps autant pour les hommes que pour les femmes. Par contre, le taux d'impôt unique semble avoir eu un effet négatif sur la probabilité de travailler des femmes mariées, ce qui est cohérent avec la théorie de la spécialisation dans le ménage, mais différent des résultats trouvés à partir de l'échantillon américain.

## CONCLUSION

Il demeure toujours difficile de vérifier l'effet des changements de fiscalité sur l'offre de travail des hommes et des femmes. Les études antérieures ont montré que les effets d'un changement dans le taux marginal étaient généralement mineurs, voir inexistants, particulièrement pour les hommes. Cela s'explique par le fait qu'il est difficile d'évaluer l'effet de petits changements dans les taux marginaux d'impôt sur un comportement aussi inélastique que l'offre de travail. Si on pouvait mesurer l'offre de travail plus précisément (en heures ou en minutes par exemples), on pourrait peut-être identifier des effets que l'on ignore réellement aujourd'hui. Par contre, dans une telle situation, on serait certainement confronté à un problème d'erreur de mesure.

L'hypothèse ici était qu'un changement dans la structure comme telle de l'impôt est beaucoup plus perceptible pour l'individu qu'un changement dans les taux marginaux. Nous avons donc cherché à voir si, dans ces circonstances, la fiscalité pouvait avoir un effet sur l'offre de travail des hommes et des femmes. À l'aide de l'analyse de coupes instantanées pour l'année 2002 au Canada et aux États-Unis (deux pays qui ont des taux d'impôt unique dans certaines juridictions sous-nationales), nous avons tenté de comprendre ce qui déterminait le nombre de semaines travaillées de tous les individus et la probabilité de travailler dans le cas des femmes plus particulièrement.

Dans le cas des hommes, les régressions moindres carrés ordinaires montrent que le taux d'impôt unique est une variable non significative autant au Canada qu'aux États-Unis pour expliquer le nombre de semaines travaillées. Par contre, dans le cas des États-Unis, on remarque que l'absence d'impôt au niveau sous-national augmente l'offre de travail des hommes.

Du côté des femmes, l'effet de l'impôt à taux unique est moins clair. L'estimation en deux étapes a d'abord montré que, pour les femmes américaines, l'effet de l'impôt à taux unique est positif sur la probabilité de travailler, alors que dans le cas des Canadiennes, cet effet est négatif. Comme expliqué précédemment, cette divergence de comportement entre les deux pays peut être due à l'application récente de l'impôt à taux unique en Alberta. En ce qui concerne le nombre de semaines travaillées, on arrive à tirer peu de conclusions concernant les femmes si on compare le Canada et les États-Unis. Par contre, les deux estimations empiriques rejettent la présence de biais de sélection et indiquent que le taux d'impôt unique n'exerce pas un effet statistiquement significatif sur le nombre de semaines travaillées. Finalement, on peut retirer du modèle appliqué aux femmes que la décision d'aller ou non sur le marché du travail est probablement la décision la plus importante et celle qui s'explique le mieux avec les caractéristiques

individuelles et institutionnelles, mais que cette décision n'est pas nécessairement liée directement au nombre de semaines qu'une femme décide de travailler.

Enfin, pour compléter l'analyse, une estimation à partir de données longitudinales canadiennes a aussi été réalisée (années 1999 à 2002). Deux régressions moindres carrés ordinaires ont été faites (une pour les hommes et une pour les femmes) avec, comme variable dépendante, le changement dans le nombre de semaines travaillées entre 2002 et 2000. Les résultats indiquent que, autant pour les hommes que pour les femmes, la mise en place de l'impôt à taux unique au niveau provincial n'a pas eu d'effet sur le changement d'offre de travail des individus. D'ailleurs, très peu de variables sont statistiquement significatives pour expliquer cette variation. Dans le cas des hommes, on n'en retrouve aucune, alors que, dans le cas des femmes, il n'y a que les variations du salaire net et l'âge qui ressortent.

Par ailleurs, les analyses en coupes transversales rejettent la présence de biais de sélection dans le cas des femmes mariées, ce qui pousse à réfléchir sur de nouveaux modèles d'offres de travail qui seraient mieux adaptés aux réalités actuelles et à l'analyse empirique. Au niveau du taux d'impôt unique, les différences obtenues entre l'analyse américaine et l'analyse canadienne pour 2002 nous montrent qu'il y a certainement des différences entre les réactions de court-terme et les réactions de long-terme.

Les débats sur les effets de la fiscalité sur l'offre de travail des hommes et des femmes mariés ne sont donc pas clos. Il faudra d'autres études empiriques plus élaborées et des études de données en panel approfondies pour vérifier que les réactions souvent observées face à la fiscalité sont belles et bien réelles et que ce n'est pas plutôt la fiscalité qui s'ajuste aux individus auxquels on l'applique.

## ANNEXE A - CARACTÉRISTIQUES DE L'IMPÔT PERSONNEL SOUS-NATIONAL AUX ÉTATS-UNIS

TABLEAU A1 : TYPES D'IMPÔT PERSONNEL ÉTATIQUE – ÉTAT-UNIS (2001)

Impôt progressif	Alabama Arizona Arkansas California Connecticut Delaware Georgia Hawaï Idaho Iowa Kansas Kentucky Louisiana Maine Maryland Minnesota Mississippi Missouri Montana Nebraska New Jersey New Mexico New York North Carolina North Dakota Ohio Oklahoma Oregon South Carolina Utah Virginia West Virginia Wisconsin Dist. Of Columbia
Impôt à taux unique	Colorado Illinois Indiana Massachusetts Michigan Pennsylvania
Aucun impôt personnel	Alaska Florida Nevada South Dakota Texas Washington Wyoming
Impôt personnel limité	New Hampshire Tennessee
Impôt dépend du fédéral	Rhode Island Vermont

Source : Tax Policy Center (2001). *Individual Income Tax Rates 2001, State Individual Income Taxes.*

TABLEAU A2 : ÉVOLUTION DE L'IMPORTANCE DE L'IMPÔT PERSONNEL  
 COMME SOURCE DE RECETTES SOUS-NATIONALES AUX ÉTATS-UNIS  
 ENTRE 1927 ET 2001

Année fiscale	Recettes totales (Millions de \$ US)	Impôt personnel (Millions de \$ US)	Part de l'impôt personnel par rapport aux recettes totales (%)
1927	7271	70	0.96
1932	7267	74	1.02
1934	7678	80	1.04
1936	8395	153	1.82
1938	9228	218	2.36
1940	9609	224	2.33
1942	10418	276	2.65
1944	10908	342	3.14
1946	12356	422	3.42
1948	17250	543	3.15
1950	20911	788	3.77
1952	25181	998	3.96
1953	27307	1065	3.90
1954	29012	1127	3.88
1955	31073	1237	3.98
1956	34667	1538	4.44
1957	38164	1754	4.60
1958	41219	1759	4.27
1959	45306	1994	4.40
1960	50505	2463	4.88
1961	54037	2613	4.84
1962	58252	3037	5.21
1963	62890	3269	5.20
1962-63	62269	3267	5.25
1963-64	68443	3791	5.54
1964-65	74000	4090	5.53
1965-66	83036	4760	5.73
1966-67	91197	5825	6.39
1967-68	101264	7308	7.22
1968-69	114550	8908	7.78
1969-70	130756	10812	8.27
1970-71	144927	11900	8.21
1971-72	167535	15227	9.09
1972-73	190222	17994	9.46
1973-74	207670	19491	9.39
1974-75	228171	21454	9.40
1975-76	256176	24575	9.59
1976-77	285157	29246	10.26
1977-78	315960	33176	10.50
1978-79	343236	36932	10.76
1979-80	382322	42080	11.01
1980-81	423404	46426	10.96
1981-82	457654	50738	11.09
1982-83	486753	55129	11.33
1983-84	542730	64529	11.89
1984-85	598121	70361	11.76

1985-86	641486	74365	11.59
1986-87	686860	83935	12.22
1987-88	726762	88350	12.16
1988-89	786129	97806	12.44
1989-90	849502	105640	12.44
1990-91	902207	109341	12.12
1991-92	979137	115638	11.81
1992-93	1041643	123235	11.83
1993-94	1100490	128810	11.70
1994-95	1169505	137931	11.79
1995-96	1222821	146844	12.01
1996-97	1289237	159042	12.34
1997-98	1365762	175630	12.86
1998-99	1434464	189309	13.20
1999-00	1541322	211661	13.73
2000-01	1647161	226334	13.74

Source : Economic Report of the President (2004). *Report Spreadsheet Tables*, Table B86.  
[<http://www.gpoaccess.gov/eop/tables04.html>] et calculs de l'auteur.

## ANNEXE B - CARACTÉRISTIQUES DE L'IMPÔT PERSONNEL SOUS-NATIONAL AU CANADA

TABLEAU B1 : TYPES D'IMPÔT PERSONNEL PROVINCIAL – CANADA (2002)

Impôt progressif	Terre-Neuve Nouvelle-Écosse Nouveau-Brunswick Île-du-Prince-Édouard Québec Ontario Manitoba Saskatchewan Colombie-Britannique
Impôt à taux unique	Alberta

Source : Treff, Karin et Perry, David B.(2002), *Finances of the Nation*.

TABLEAU B2 : ÉVOLUTION DE L'IMPÔT PERSONNEL PROVINCIAL – CANADA (1961 À 2002)  
(MILLIONS DE DOLLARS)

Années/ provinces	T-N et Labrador	I-P- E	Nouvelle- Écosse	Nouveau- Brunswick	Québec	Ontario	Manitoba	Saskatchewan	Alberta	Colombie- Britannique
1961	0	0	0	0	75	0	0	0	0	0
1962	3	1	5	4	97	130	18	13	19	32
1963	3	1	7	5	103	164	22	15	27	38
1964	3	0	10	6	155	198	24	20	28	48
1965	6	1	14	9	263	280	33	29	39	69
1966	8	1	18	12	410	381	41	38	54	94
1967	11	2	24	18	541	527	51	49	74	134
1968	14	2	29	21	693	625	60	54	92	165
1969	18	3	36	30	778	728	77	65	125	189
1970	24	4	45	42	944	887	106	71	166	220
1971	28	5	54	48	1210	1067	124	59	195	272
1972	33	6	79	54	1459	1148	136	58	222	301
1973	38	8	90	67	1830	1187	125	90	262	360
1974	58	11	120	95	2305	1343	164	144	312	482
1975	70	13	130	98	2736	1502	171	173	278	570
1976	95	17	155	129	3135	1614	223	242	349	611
1977	137	22	218	188	4275	2403	282	337	584	927
1978	170	28	271	209	4586	3070	283	355	757	1239
1979	160	32	274	204	5019	3155	281	301	761	1201
1980	179	38	326	237	5521	3713	331	365	916	1352
1981	191	32	321	274	5799	4957	437	469	1399	1620
1982	212	36	357	304	6535	5445	486	522	1557	1801
1983	232	40	424	304	6688	6103	562	622	1700	2062
1984	248	49	475	357	7295	7002	573	557	1931	1943
1985	259	53	528	375	7936	7043	551	602	1637	2020
1986	295	62	596	430	8610	8391	650	668	1710	2238
1987	326	75	674	483	9366	9753	738	751	2201	2709
1988	360	87	737	552	10513	11579	892	863	2322	3073
1989	374	88	740	566	10525	12366	878	853	2337	3291
1990	461	104	940	675	12004	14132	1074	1023	2941	4089
1991	476	108	960	693	12200	14165	1078	1053	3072	4214
1992	469	110	922	675	12283	13434	1069	1043	2859	4263
1993	486	105	880	670	12544	14036	1060	1033	2812	4263
1994	546	118	955	775	12948	15727	1209	1188	3148	4877
1995	564	121	938	785	13292	16097	1240	1190	3223	5065
1996	581	133	1007	841	13786	17592	1321	1289	3666	5575
1997	566	133	1020	835	14446	17176	1575	1376	4151	5675
1998	598	147	1109	871	15506	17183	1590	1415	4573	5796
1999	655	151	1221	923	16347	18385	1647	1441	4704	6036
2000	656	159	1306	974	17784	18010	1784	1395	5080	6464
2001	646	156	1322	923	17698	19131	1672	1317	4357	5140

Sources : Cansim, Statistique Canada, tableau 384-0027 (1961 à 1980), tableau 384-0006 (1981 à 2002)

## ANNEXE C – CARACTÉRISTIQUES DES ÉCHANTILLONS

TABLEAU C1 : MOYENNES DES VARIABLES DE CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES PAR SEXE  
ÉTATS-UNIS (2002)  
(MOYENNES PONDÉRÉES AVEC LA VARIABLE *PWGTP*)

Variable	Moyenne pour l'ensemble des hommes (n = 14622)	Moyenne pour l'ensemble des femmes (n = 17855)	Moyenne pour les hommes qui travaillent seulement (n = 10135)	Moyenne pour les femmes qui travaillent seulement (n = 8929)
<i>netwage</i>	-----	-----	19.24248 (.7272774)	16.49386 (2.341946)
<i>Wage</i>	-----	-----	28.17864 (1.224364)	23.11497 (4.027751)
<i>children</i>	-----	0.10242 (.002775)	-----	0.1181488 (.0041452)
<i>Age</i>	50.29235 (.14898)	46.54036 (.1228863)	45.74892 (.1533363)	42.72128 (.1513747)
<i>English</i>	0.9515525 (.0028303)	0.9508746 (.0023857)	0.9426614 (.0036667)	0.9482247 (.0034067)
<i>Educ no high school</i>	0.1602421 (.0040353)	0.1252241 (.0032389)	0.1775015 (.0050376)	0.1269647 (.004603)
<i>Educ high school</i>	0.3379391 (.00469)	0.3951109 (.0042296)	0.3481886 (.0057216)	0.3820234 (.0060548)
<i>Educ college</i>	0.2028302 (.003834)	0.2241685 (.0035405)	.2049466 (.0046691)	0.2352045 (.0052165)
<i>Educ bacchelor</i>	0.1795968 (.0036072)	0.1762901 (.0031513)	0.1644319 (.0041722)	0.1737144 (.0044191)
<i>Educ master</i>	0.0833604 (.0024976)	0.0625449 (.0019522)	0.0751108 (.002882)	0.0640194 (.0027627)
<i>Educ phd</i>	0.0156355 (.0010851)	0.0056622 (.0006315)	0.0133205 (.0012493)	0.0070172 (.0009871)
<i>Educ professional</i>	0.0203959 (.0012567)	0.0109992 (.0008031)	0.0165001 (.0013337)	0.0110563 (.001116)
<i>OtherIncome</i>	15638.11 (252.8107)	4675.517 (111.7844)	8719.266 (221.8999)	3341.578 (133.4908)

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données du *American Community Survey* du US Bureau Census, année 2002., du U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. *Unemployment Rates for States.*, de la Tax Foundation State Finance. *State Individual Income Tax Rates.* et du Tax Policy Center. *2001 Tax Rates Schedules.*

TABLEAU C2 : MOYENNES DES VARIABLES DE CARACTÉRISTIQUES INDIVIDUELLES PAR SEXE  
CANADA (2002)  
(MOYENNES PONDÉRÉES AVEC LA VARIABLE AICSWT26)

Variable	Moyenne pour l'ensemble des hommes (n =14147)	Moyenne pour l'ensemble des femmes (n =14021)	Moyenne pour les hommes qui travaillent seulement (n =9431)	Moyenne pour les femmes qui travaillent seulement (n =7321)
<i>netwage</i>	15.5557 (.1079048)	0.1261322 (.0930682)	0.1567012 (.1118872)	12.63267 (.0985395)
<i>children</i>	0.1687886 (.004485)	0.1710414 (.0045379)	0.222905 (.0060363)	0.1526043 (.005873)
<i>Age</i>	50.62552 (.1627488)	48.12398 (.1592164)	44.75304 (.1412695)	43.25962 (.1547981)
<i>English</i>	0.5722964 (.0060191)	0.5802823 (.0060268)	0.5985987 (.0072911)	0.6103547 (.0082638)
<i>Educ no high school</i>	0.2178292 (.004754)	0.1956205 (.0046279)	0.1553625 (.0050883)	0.1142943 (.0053051)
<i>Educ high school</i>	0.2190657 (.0049123)	0.2582247 (.0052245)	0.2285798 (.0059746)	0.2508659 (.0070041)
<i>Educ college</i>	0.3567797 (.0057074)	0.368606 (.0056819)	0.3922775 (.0070006)	0.4191295 (.007962)
<i>Educ bacchelor</i>	0.1266507 (.0042712)	0.1265602 (.0042089)	0.1402951 (.0053259)	0.1505559 (.0059998)
<i>Educ supérieur</i>	0.0796748 (.003567)	0.0527339 (.0029242)	0.083485 (.0043315)	0.0651544 (.0043988)
<i>OtherIncome</i>	-----	9478.037 (227.7313)	-----	7465.84 (355.2481)
<i>Semaines travaillées</i>	44.36112 (.231656)	36.24408 (.2918071)	51.44054 (.098841)	50.75535 (.1437608)

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada, année 2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), année 2002, du TREFF, Karin et PERRY, David, Finances of the Nation, année 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002?

**TABEAU C3 : COMPARAISON ENTRE LES ÉTATS APPLIQUANT UN TAUX D'IMPÔT SOUS-NATIONAL UNIQUE ET L'ENSEMBLE DES ÉTATS (ÉTATS-UNIS – 2002)**

Division des États	Taux de chômage moyen des femmes	Taux de chômage moyen des hommes	Salaire net moyen pour les femmes qui travaillent	Salaire net moyen pour les hommes qui travaillent
Tous les États	4.757902	4.781156	16.49386	19.24248
États appliquant un impôt sous-national à taux unique	4.774966	4.764506	25.8038	21.30781
États appliquant un autre mode d'imposition que l'impôt unique	4.75386	4.785202	14.1723	18.72727

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'*American Community Survey* du *US Bureau Census*, année 2002., du U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. *Unemployment Rates for States.*, de la Tax Foundation State Finance. *State Individual Income Tax Rates.* et du Tax Policy Center. *2001 Tax Rates Schedules.*

**TABEAU C4 : COMPARAISON ENTRE LES PROVINCES APPLIQUANT UN TAUX D'IMPÔT SOUS-NATIONAL UNIQUE ET L'ENSEMBLE DES PROVINCES (CANADA – 2002)**

Division des provinces	Taux de chômage moyen des femmes	Taux de chômage moyen des hommes	Salaire net moyen pour les femmes qui travaillent	Salaire net moyen pour les hommes qui travaillent
Toutes les provinces	7.85275	7.84884	12.63267	15.67012
Province appliquant un impôt sous-national à taux unique (Alberta)	5.3	5.3	12.46661	16.40115
Provinces appliquant un impôt à taux progressif	8.163871	8.161394	12.65416	15.57411

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de Statistique Canada, année 2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), *Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage)*, année 2002, du TREFF, Karin et PERRY, David, *Finances of the Nation*, année 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, *Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002?*

TABLEAU C5 : MOYENNES DES VARIABLES EXPLICATIVES PAR SEXE  
CANADA (2000-2002)  
(MOYENNES PONDÉRÉES AVEC LA VARIABLE AICSWT26\_2002)

Variable <sup>27</sup>	Hommes mariés qui travaillent (2000) n=3400	Hommes mariés qui travaillent (2002) n=3400	Femmes mariées qui travaillent (2000) n= 2421	Femmes mariées qui travaillent (2002) n=2421	Hommes mariés qui travaillent (2002-2000) n=3400	Femmes mariées qui travaillent (2002-2000) n=2421
<i>netwage</i>	13.90264 (.1316413)	16.0775 (.1795131)	11.51735 (.1432495)	12.91843 (.1767406)	so	so
<i>children</i>	0.2596278 (.0099331)	0.219446 (.0093581)	0.1744828 (.0102416)	0.1357271 (.009291)	so	so
<i>Age</i>	43.97313 (.2035098)	45.97313 (.2035098)	42.67719 (.2237158)	44.67719 (.2237158)	so	so
<i>English</i>	0.620605 (.0112929)	0.620605 (.0112929)	0.6129722 (.0134543)	0.6129722 (.0134543)	so	so
<i>Educ no high school</i>	0.1572298 (.0078482)	0.1529258 (.0077514)	0.1140709 (.0083214)	0.106086 (.0080324)	so	so
<i>Educ high school</i>	0.2326927 (.0093228)	0.2259979 (.0092698)	0.2729654 (.0118882)	0.2668459 (.0118432)	so	so
<i>Educ college</i>	0.3911085 (.0109593)	0.3996782 (.0110273)	0.4206221 (.0132545)	0.4307466 (.0133474)	so	so
<i>Educ bacchelor</i>	0.1394418 (.0085781)	0.1409506 (.0086612)	0.1291267 (.0089231)	0.1317672 (.0090096)	so	so
<i>Educ supérieur</i>	0.0795271 (.006523)	0.0804475 (.0065562)	0.063215 (.00661)	0.0645543 (.0066758)	so	so
<i>flattax</i>	0 (0)	0.1235587 (.0066779)	0 (0)	0.1107052 (.0075039)	so	so
<i>unemrate</i>	6.723858 (.0328184)	7.810065 (.03015)	6.76958 (.0398639)	7.858107 (.0344701)	so	so
<i>Semaines travaillées</i>	52.00544 (.1141492)	51.81048 (.1319776)	50.66915 (.2432624)	52.02122 (.1696317)	so	so
<i>unemrate0200</i>	so	so	so	so	1.086207 (.020062)	1.088528 (.021259)
<i>netwage0200</i>	so	so	so	so	2.118951 (.1127421)	1.489622 (.1493238)
<i>children+</i>	so	so	so	so	0.0255233 (.0037144)	0.0202723 (.0037531)
<i>children-</i>	so	so	so	so	0.0657051 (.0058138)	0.0590281 (.0062805)
<i>incomehw</i>	so	so	so	so	0.1396065 (.0081002)	0.0865848 (.0080082)
<i>Semaines travaillées 02-00</i>	so	so	so	so	-0.2102245 (.1684934)	1.344934 (.2654696)

Sources : toutes les variables ont été créées à partir de de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada, 1999-2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), année 2002, du tableau 109-5004 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage, selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de janvier 2000) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), années 2000, du TREFF, Karin et PERRY, David, Finances of the Nation, années 2000 et 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002... pour 2000?

<sup>27</sup> Voir définition des variables à l'annexe D

## ANNEXE D – CONSTRUCTION DES VARIABLES

TABLEAU D1 : DÉFINITION DES VARIABLES EXPLICATIVES – COUPES TRANSVERSALES (2002)

Variable	Définition	Construction à partir de la base de données du <i>American Community Survey</i>	Construction à partir de la base de données de l'EDTR
<i>Wage</i>	Salaires de l'individu	Le salaire a été calculé à partir du nombre de semaines travaillées dans la dernière année ( <i>wkw</i> ), du nombre d'heures travaillées généralement dans une semaine ( <i>wkhp</i> ) et des revenus totaux en salaires pour la dernière année ( <i>wagg</i> ).	<i>Cmphrw28</i> , le taux horaire de rémunération – moyenne annuelle.
<i>Netwage</i>	Salaires de l'individu dont on soustrait la part payée en impôt sous-national (déterminé par le taux marginal d'impôt seulement)	$netwage = wage - (((margtax + margtaxFed)/100)*wage)$	$netwage = wage - (((margtax + margtaxFed)/100)*wage)$
<i>Flattax</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 si l'État ou la province dans lequel réside l'individu a un impôt sur le revenu individuel à taux unique et 0 autrement.	-----*	-----*
<i>NostatePIT</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 si l'État ou la province dans lequel réside l'individu n'a aucun impôt sur le revenu individuel et 0 autrement.	-----*	SO
<i>Age</i>	Âge de l'individu en (variable continue)	Provient de la variable <i>Agep</i> .	Provient de la variable <i>Age26</i>
<i>Age<sup>2</sup></i>	L'âge élevé au carré.	$Agep^2$ .	$Age26^2$
<i>English</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 si parle anglais et 0 autrement	<i>English</i> prend la valeur 1 lorsque la variable <i>Eng</i> de l'ACS prend la valeur 1. La variable <i>Eng</i> identifie si l'individu a de la facilité à parler anglais.	<i>English</i> prend la valeur 1 lorsque la variable <i>motn2g15</i> de l'EDTR prend la valeur 1 et 0 dans tous les autres cas. La variable <i>motn2g15</i> identifie la langue maternelle.
<i>Children</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 si un enfant d'âge préscolaire est présent et 0 autrement	<i>Children</i> prend la valeur 1 lorsque la variable <i>PAOC</i> prend la valeur 1. <i>Children</i> prend la valeur 0 pour toute autre valeur de <i>PAOC</i>	<i>Children</i> prend la valeur 1 si la variable <i>fspls26</i> prend la valeur 1 et 0 dans les autres cas.
<i>Unemrate</i>	Taux de chômage dans l'État ou la province où réside l'individu	-----*	-----*
<i>Margtax</i>	Le taux marginal d'impôt sous national en fonction du revenu total de l'individu	Calculé à partir de la variable revenu total de l'individu <i>PINCP</i> dont le montant de base de l'État est soustrait.	Calculé à partir de la variable revenu total de l'individu <i>ttinc42</i> dont le montant de base de la province est soustrait.
<i>MargtaxFed</i>	Le taux marginal d'impôt fédéral	Le taux marginal le plus faible a été appliqué pour tous les individus.	Le taux marginal le plus faible a été appliqué pour tous les individus.

<i>Rate (femmes seulement)</i>	Le taux marginal d'impôt consolidé d'une femme à revenu moyen par État et province.	Calculé à partir de <i>PINCP</i> de l'ASC, de <i>Margtax</i> et <i>MargtaxFed</i>	Calculé à partir de <i>ttinc42</i> de l'EDTR, de <i>Margtax</i> et <i>MargtaxFed</i>
<i>HusbandIncome (femmes seulement)</i>	Revenu du conjoint (variable utilisée seulement pour les femmes)	Découle de la variable <i>PINCP</i> , «total person's income» et du lien entre les individus indiqué par la variable «person number», <i>SPORDER</i>	Découle de la variable <i>ttinc42</i> , «Revenu total avant impôt» et du lien entre les individus indiqué par la variable «Id du ménage», <i>d31hh26</i> .
<i>Otherincome (femmes seulement)</i>	Revenus autres que le salaire (peut comprendre les revenus comme travailleur autonome et les autres sources de revenu que le travail)	<i>Otherincome</i> = <i>pincp</i> – <i>wagp</i> . <i>Wagp</i> représente les revenus en salaires pour dans la dernière année et <i>pincp</i> , les revenus totaux de l'individu.	<i>Otherincome</i> = <i>ttinc42</i> – <i>twgs28</i> . <i>Wagp</i> représente les revenus en salaires pour dans la dernière année et <i>pincp</i> , les revenus totaux de l'individu.
<i>Educ_...</i>	Variables binaires indiquant le niveau d'éducation complété en par l'individu <i>Groupe de base : educ_highschool</i>	Les variables binaires ont été créées à partir de la variable <i>SCHG</i> , «grade level attending»	Les variables binaires ont été créées à partir de la variable <i>hlevag18</i> , «Niveau d'éducation rgp 1»

Sources : Les variables ont été créées à partir des données de l'*American Community Survey* du *US Bureau Census*, année 2002., du U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. *Unemployment Rates for States.*, de la Tax Foundation State Finance. *State Individual Income Tax Rates.*, du Tax Policy Center. *2001 Tax Rates Schedules.*, de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de Statistique Canada, année 2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), *Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage)*, année 2002, du TREFF, Karin et PERRY, David, *Finances of the Nation*, année 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, *Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002?*

. \* Ces variables n'ont pas été créées à partir de l'ACS ou de l'EDTR

TABLEAU D2 : DÉFINITION DES VARIABLES EXPLICATIVES – DONNÉES EN PANEL (2000 – 2002)

Variable	Définition	Construction à partir de l'EDTR
<i>age_2000</i>	Âge de l'individu en 2000 (variable continue)	Provient de la variable <i>Age26</i>
<i>age2_2000</i>	L'âge en 2000 élevé au carré	$Age26^2$
<i>flattax</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 si l'État ou la province dans lequel réside l'individu a un impôt sur le revenu individuel à taux unique et 0 autrement.	-----*
<i>unemrate0200</i>	Taux chômage 2002 – taux chômage 2000	-----*
<i>english_2000</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 parle anglais et 0 autrement	<i>English_2000</i> prend la valeur 1 lorsque la variable <i>motn2g15</i> de l'EDTR en 2000 prend la valeur 1 et 0 dans tous les autres cas. La variable <i>motn2g15</i> identifie la langue maternelle.
<i>netwage0200</i>	Salaires nets 2002 – Salaires nets 2000 (voir la définition de <i>netwage</i> dans le tableau D1)	Voir <i>netwage</i> tableau D1
<i>children+</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 si un enfant en âge préscolaire s'est ajouté entre 2000 et 2002 et 0 autrement	Construite à partir de <i>fspls26</i> pour les années 2000 et 2002.
<i>children-</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 si un enfant en âge préscolaire s'est retiré entre 2000 et 2002 et 0 autrement	Construite à partir de <i>fspls26</i> pour les années 2000 et 2002.
<i>incomehw</i>	Variable binaire prenant la valeur 1 si le revenu du conjoint diminue d'au moins la moitié entre 2000 et 2002 et 0 autrement.	Voir <i>hausbandincome</i> dans le tableau D1. La variable a été construite autant pour les hommes que pour les femmes.
<i>educ_... 2000</i>	Variables binaires indiquant le niveau d'éducation de l'individu en 2000.	Les variables binaires ont été créées à partir de la variable <i>hleveg18</i> , «Niveau d'éducation rgp 1» pour l'année 2000

Sources : toutes les variables ont été créées à partir de de l'Enquête sur la dynamique du travail et du revenu de Statistique Canada, 1999-2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), année 2002, du tableau 109-5004 de Cansim (Statistique Canada), Taux de chômage, selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de janvier 2000) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage), années 2000, du TREFF, Karin et PERRY, David, *Finances of the Nation*, années 2000 et 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, *Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002... pour 2000?*

\* Variables qui n'ont pas été créées à partir de l'EDTR

## ANNEXE E – RÉSULTATS COMPLÉMENTAIRES

TABLEAU E1. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIVES  
 POUR L'ÉCHANTILLON DE L'ENSEMBLE DES HOMMES – ÉTATS-UNIS (2002)  
 (FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
 ( $n = 14219$ ,  $R^2=0.0404$ )

Variable dépendante : <i>nombre de semaines travaillées</i>	Coefficient (Écart type robuste)	t
netwage	-0.0295511 (.0099356)	-2.97
flattax	0.4409769 (.3963835)	1.11
nostatePIT	0.8802738 (.4411991)	2.00
Marié	2.344091 (.3571045)	6.56
age	0.4274071 (.0749973)	5.70
Age2	-0.0060851 (.0007825)	-7.78
english	-0.1046865 (.9066244)	-0.12
unemrate	-0.6017718 (.2071217)	-2.91
Educ_nohighschool	-1.497321 (.5138022)	-2.91
Collegedegree	0.0733726 (.4174484)	0.18
Educ_bachelor	0.4398616 (.4627048)	0.95
Educ_master	-0.7297406 (0.6327534)	-1.15
Educ_phd	2.577161 (1.349498)	1.91
Educ_professional	2.085235 (1.176013)	1.77
Constante	29.84023 (2.173435)	13.73

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données du *American Community Survey* du *US Bureau Census*, année 2002., du U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics. *Unemployment Rates for States.*, de la Tax Foundation State Finance. *State Individual Income Tax Rates.* et du Tax Policy Center. *2001 Tax Rates Schedules.*  
 - cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

TABLEAU E2. RÉSULTATS ET IDENTIFICATION DES VARIABLES STATISTIQUEMENT SIGNIFICATIVES  
 POUR L'ÉCHANTILLON DE L'ENSEMBLE DES HOMMES – CANADA (2002)  
 (FACTEUR DE PONDÉRATION CONSIDÉRÉ)  
 ( $n = 13699$ ,  $R^2=0.0894$ )

Variable dépendante : <i>nombre de semaines travaillées</i>	Coefficient (Écart type robuste)	t
netwage	0.0954034 (.0227655)	4.19
flattax	-0.7185559 (.3773442)	-1.90
marié	1.350808 (.2578559)	5.24
age	1.29384 (.0851774)	15.19
age2	-0.0150024 (.0010271)	-14.61
english	0.3408046 (.2539881)	1.34
unemrate	-0.2932703 (.0539684)	-5.43
Educ_nohighschool	-0.5513782 (.3836459)	-1.44
Collegedegree	-0.2940456 (.3049315)	-0.96
Educ_bachelor	0.0591743 (.4305318)	0.14
Educ_supp	-0.955178 (.6070805)	-1.57
Constante	23.58584 (1.700785)	13.87

Sources : Calculs effectués par l'auteur à partir des données de l'*Enquête sur la dynamique du travail et du revenu* de Statistique Canada, année 2002, du tableau 109-5204 de Cansim (Statistique Canada), *Taux de chômage selon le groupe d'âge, Canada, provinces, régions sociosanitaires (limites de juin 2003) et groupes de régions homologues, données annuelles (pourcentage)*, année 2002, du TREFF, Karin et PERRY, David, *Finances of the Nation*, année 2002 et de l'Agence du revenu du Canada, *Quels sont les taux d'imposition fédéral et provinciaux/territoriaux pour 2002?*

- cellules en gris : variables significatives ( $\alpha = 5\%$ )

## BIBLIOGRAPHIE

Ando, Albert, Blume, Marshall E. et Friend, Irwin (1985), *The Structure and Reform of U.S. Tax System*, The MIT Press, Cambridge, Massachusetts et London, England.

Charest, Caroline (2002), *The Evolution of Provincial Personal Income Tax in Canada, 1972 to 2002*.

Columbia Encyclopedia (2005), *Canada, Section: History*  
[[http://www.encyclopedia.com/html/section/Canada\\_History.asp](http://www.encyclopedia.com/html/section/Canada_History.asp)]

Donni, Olivier (2003), «Collective Household Labor Supply: Nonparticipation an Income Taxation», *Journal of Public Economics* (87), 1179-1198.

Economist.com (2005), *Country Briefings: Canada*  
[[http://www.economist.com/countries/Canada/PrinterFriendly.cfm?Story\\_ID=4051587](http://www.economist.com/countries/Canada/PrinterFriendly.cfm?Story_ID=4051587)]

Fields, D.B. et W.T. Stanbury (1971), «Income Taxes and Incentives to Work : Some Additional Empirical Evidence», *A.E.R.* (61), 435-443.

Hausman, Jerry A. (1980), «The Effect of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation», *Journal of Public Economics* (14), 161-194.

Hausman, Jerry A. (1981), «Labor Supply», *Studies of Government Finance*, The Brookings Institution, Washington, 27-83.

Hausman, Jerry A. et James M. Poterba (1987), «Household Behavior and the Tax Reform Act of 1986», *Economic Perspectives* (1) 1, 101-119.

Lachance, Renaud et Vaillancourt, François (2000), *Québec's Tax on Income: Evolution, Status and Evaluation*.

Maddala, G.S. (1983), *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Cambridge University Press, Cambridge, 401 p.

Randolph, W.C. et D.L. Rogers (1995), «The Implications for Tax Policy of Uncertainty about Labor Supply and Savings Responses», *National Tax Journal* (48), 429-446.

Stata Press (2005), *Stata 9 User's Guide*, Stata Press, College Station, Texas.

Treff, Karin et Perry, David B. (1999, 2000, 2001, 2002), *Finances of the Nation*, Canadian Tax Foundation, Toronto.

Triest, Robert K. (1990), «The Effect of Income Taxation on Labor Supply in United States», *Journal of Human Resources* (25) 3, 491-516.

U.S. Treasury (2004), *Fact Sheet on State & Local Taxes* [<http://www.ustreas.gov/education/fact-sheets/taxes/state-local.html>]

U.S. Treasury (2004), *History of the U.S. Tax system, Fact Sheets : Taxes* [<http://www.ustreas.gov/education/fact-sheets/taxes/ustax.html>]

Vincent, Bernard (sous la direction de) (2001), *Histoire des États-Unis*, Champs Flammarion Éditions, France.

World History (2004), *History of the Tax System in the United States* [<http://www.worldhistory.com/ustaxation.htm>]