

# Les impôts sur le revenu et l'offre de travail des femmes mariées : une revue de la littérature

## Income Taxes and Married Women's Labour Supply: A Survey

Gamal Atallah

Volume 74, Number 1, mars 1998

URI: <https://id.erudit.org/iderudit/602253ar>

DOI: <https://doi.org/10.7202/602253ar>

[See table of contents](#)

Publisher(s)

HEC Montréal

ISSN

0001-771X (print)

1710-3991 (digital)

[Explore this journal](#)

Cite this article

Atallah, G. (1998). Les impôts sur le revenu et l'offre de travail des femmes mariées : une revue de la littérature. *L'Actualité économique*, 74(1), 95–128. <https://doi.org/10.7202/602253ar>

Article abstract

This article reviews the literature on the effects of income taxes on married women's labour supply. Taxes, as is well known, introduce nonlinearities and nonconvexities in the budget set. The basic model has benefited from many extensions: cases in point are hours restrictions, intertemporal labour supply, and household modelization. The econometric approaches based on linearized budget constraints are less popular today, while complete budget constraint and discrete choice methods flourish. The most recent estimates suggest that taxes have negative but limited effects on married women's labour supply. More sophisticated estimation methods, as well as the explicit modelization of hours constraints, are seen to be largely responsible for this downward reevaluation of tax effects. Nonetheless the results remain sensitive to economic and statistical assumptions. In conclusion, policy implications are discussed.

## *Les impôts sur le revenu et l'offre de travail des femmes mariées : une revue de la littérature\**

Gamal ATALLAH

*Département de sciences économiques*

*Université de Montréal*

RÉSUMÉ – L'article effectue un survol de la littérature analysant les effets des impôts sur le revenu, sur l'offre de travail des femmes mariées. Les impôts introduisent des non-linéarités et des non-convexités dans l'ensemble budgétaire. Le modèle de base a bénéficié de plusieurs extensions, telles que les contraintes sur les heures, l'offre d'emploi intertemporelle, et les décisions simultanées des époux. Les approches économétriques basées sur la linéarisation de la contrainte budgétaire sont moins populaires aujourd'hui, alors que les méthodes basées sur la contrainte budgétaire complète et sur les choix discrets sont en vogue. Les estimations les plus récentes montrent que les impôts ont des effets négatifs, mais limités, sur la participation et les heures de travail des femmes mariées. La prise en compte des contraintes sur les heures de travail ainsi que les méthodes d'estimation plus sophistiquées jouent un rôle important dans cette réévaluation à la baisse des *désincitatifs* fiscaux. Néanmoins, les résultats empiriques demeurent relativement peu robustes. Certaines implications des résultats pour la politique économique sont discutées.

ABSTRACT – *Income Taxes and Married Women's Labour Supply: A Survey.* This article reviews the literature on the effects of income taxes on married women's labour supply. Taxes, as is well known, introduce nonlinearities and nonconvexities in the budget set. The basic model has benefited from many extensions: cases in point are hours restrictions, intertemporal labour supply, and household modelization. The econometric approaches based on linearized budget constraints are less popular today, while complete budget constraint and discrete choice methods flourish. The most recent estimates suggest that taxes have negative but limited effects on married women's labour supply. More sophisticated estimation methods, as well as the explicit modelization of hours constraints, are seen to be largely responsible for this downward reevaluation of tax effects. Nonetheless the results remain sensitive to economic and statistical assumptions. In conclusion, policy implications are discussed.

---

\* Cet article est basé sur mon mémoire de maîtrise. Je voudrais tout d'abord remercier mon superviseur, Gilles Grenier, pour son encadrement. J'aimerais aussi remercier Rose Anne Devlin, David Gray, Paul Lanoie, François Vaillancourt et deux évaluateurs anonymes pour leurs commentaires.

## INTRODUCTION

L'analyse de l'impact des impôts sur le revenu, sur l'offre de travail, a été le sujet de maintes recherches pendant les deux dernières décennies. Alors que, pendant les années soixante-dix, on utilisait surtout des méthodes d'estimation basées sur la linéarisation des contraintes budgétaires non linéaires créées par la taxation<sup>1</sup>, durant les années quatre-vingt, on a eu recours à des méthodes plus sophistiquées, basées sur les contraintes budgétaires complètes. Présentement, cette dernière approche continue d'être populaire, parallèlement à une troisième génération d'études, qui adoptent des méthodes basées sur des choix discrets. Dans les années soixante-dix, il existait un consensus que les effets *désincitatifs* des impôts sur l'offre de travail étaient négligeables. Cette hypothèse a été défiée dans la décennie suivante par des études adoptant des méthodes d'estimation plus sophistiquées et trouvant des effets *désincitatifs* considérables. Suite à des travaux empiriques plus récents, il semblerait que l'impact réel se situe entre ces deux extrêmes.

La présente étude effectue un survol de la littérature sur l'effet des impôts sur le revenu, sur l'offre de travail d'un groupe particulièrement sensible aux impôts, les femmes mariées. D'autres survols récents sont fournis par Pencavel (1986), Hausman (1985a), Killingsworth et Heckman (1986), et Blundell (1992)<sup>2</sup>. L'étude est divisée en cinq sections. La section 1 couvre certains aspects théoriques du modèle d'offre de travail avec impôts. La section 2 discute des difficultés économétriques occasionnées par l'endogénéité du salaire net dans l'équation de l'offre de travail, ainsi que des méthodes les plus récentes permettant de contourner ces complications. La troisième section résume les résultats empiriques récents. En guise de conclusion, les résultats sont analysés du point de vue de la politique économique.

## 1. LA THÉORIE DE L'OFFRE DE TRAVAIL AVEC IMPÔTS

Cette section présente un bref aperçu de certaines considérations théoriques reliées aux impôts et à l'offre de travail des femmes. Je vais aborder, en ordre, les effets des impôts sur la contrainte budgétaire (CB)<sup>3</sup>, les contraintes sur les heures de travail, l'offre de travail intertemporelle, l'offre de travail des ménages et les hypothèses utilisées dans la modélisation de l'offre de travail des femmes.

---

1. L'estimation des fonctions d'offre de travail sous une contrainte budgétaire non linéaire est un cas spécial du problème plus général d'estimation des équations de demande avec des prix décroissants en blocs.

2. Le présent survol est complémentaire à celui de Blundell. Blundell s'est concentré sur l'analyse du bien-être, alors que je discute longuement des problèmes d'estimation ; Blundell a pris en considération l'offre de travail des hommes, des mères célibataires et des femmes mariées, pendant que mon travail analyse plus particulièrement le comportement du dernier groupe ; finalement, Blundell accorde une attention particulière à la fiscalité britannique, alors que mon traitement ne se limite pas à un système fiscal national en particulier.

3. Il est important de faire la distinction entre l'ensemble budgétaire et la contrainte budgétaire ; la contrainte budgétaire est la frontière de l'ensemble budgétaire. Lorsque l'ensemble budgétaire est convexe, la contrainte budgétaire est concave.

### 1.1 *Les effets des impôts sur la contrainte budgétaire*

Les impôts sont analysés dans le cadre habituel des fonctions d'offre de travail, où l'utilité est maximisée sous une contrainte incorporant le temps, le salaire et les prix. La différence avec les modèles sans impôts, c'est que le salaire net remplace le salaire brut dans la fonction d'utilité, dans la CB et dans l'équation d'offre de travail. Une hausse des impôts introduit un effet de substitution négatif et un effet de revenu positif. Le signe de l'élasticité dépend alors de l'ampleur des effets de substitution et de revenu, ainsi que des préférences<sup>4</sup>. Nonobstant le signe de l'élasticité, les impôts réduisent l'utilité (Killingsworth, 1983). Ainsi, une hausse de l'offre de travail n'induit pas nécessairement une augmentation du bien-être, étant donné qu'elle est contrebalancée par une baisse de la consommation de loisir (Blundell, 1992).

Les impôts progressifs introduisent des modifications importantes dans la CB. La première est que la CB devient non linéaire, en raison de la baisse progressive du salaire net à mesure que le taux marginal d'imposition croît avec les heures travaillées. La non-linéarité de la CB n'est pas un problème théorique majeur, puisque une fonction d'utilité strictement quasi concave n'empêche pas l'existence d'un optimum unique, dans la mesure où elle est maximisée sous un ensemble budgétaire (EB) convexe (Hausman, 1985b).

Toutefois, la grande majorité des individus font face à des EB qui, en plus d'être non linéaires, sont non convexes. Les sources de non-convexités sont nombreuses : impôts négatifs sur le revenu, allocations pour enfants, exemption de mariage, contraintes sur les heures, etc. La première et principale conséquence de la non-convexité de l'EB est la non-unicité de l'optimum. La deuxième conséquence est que les élasticités régulières des salaires et des revenus ne sont pas valides (Smith et Stelcner, 1985). Même si, théoriquement, il était possible de travailler avec un EB non convexe, la plupart des études procèdent à une *convexification* de l'EB.

### 1.2 *Les contraintes sur les heures de travail*

Le modèle standard suppose que le travailleur puisse choisir librement le nombre d'heures de travail. Mais, en réalité, celles-ci sont beaucoup moins flexibles, parce que, d'une part, les firmes imposent des choix limités d'heures de travail<sup>5</sup> et, d'autre part, comme le montre Cogan (1981), les coûts fixes du travail impliquent qu'il existe un nombre minimum d'heures que l'individu

---

4. Une élasticité négative indiquerait que l'individu se situe sur la portion à pente négative de sa courbe d'offre de travail. Toutefois, Buchanan (1971) note qu'une courbe d'offre à pente négative ne résulte pas nécessairement de la dominance d'un effet sur l'autre, mais possiblement d'une demande pour le revenu qui est inélastique par rapport aux prix.

5. On peut considérer que le travailleur a un certain contrôle sur ses heures de travail à long terme, en changeant d'occupation, par exemple.

choisira de travailler. Dans le modèle avec contraintes sur les heures, un travailleur peut choisir parmi un nombre fini d'emplois, chaque emploi offrant un nombre d'heures prédéterminé. Dans ce contexte, la décision d'offre de travail devient un choix discret d'un emploi. Zéro est une offre admissible d'emploi, équivalant à un non-emploi. L'emploi maximisant l'utilité est celui qui est observé. Quant à l'individu qui ne travaille pas, soit qu'il préfère l'offre de ne pas travailler à toutes les autres offres, soit qu'il n'a reçu que des offres de zéro heure. De cette manière, le modèle peut expliquer le chômage involontaire (van Soest *et al.*, 1990).

Le problème de maximisation est le même que dans le modèle de base, avec une contrainte additionnelle, limitant les valeurs admissibles des heures de travail. Un cas extrême est celui où l'on suppose que les travailleurs n'ont aucun choix quant au nombre d'heures de travail ; la décision d'offre de travail se résume alors à une décision de participer ou non<sup>6</sup>. Alors que, dans le modèle standard, il peut exister un terme d'erreur représentant, entre autres, les déviations par rapport aux heures préférées, dans le modèle contraint, les contraintes sont modélisées à l'aide d'hypothèses sur la distribution de l'offre d'emploi (par exemple, le terme d'erreur est remplacé par le mécanisme de l'offre d'emploi). Dans le modèle standard, les différences entre les heures travaillées et les heures désirées sont considérées comme des variables aléatoires, tandis que, dans le modèle contraint, ces différences constituent une caractéristique institutionnelle du marché du travail.

Le modèle contraint, même s'il atténue certaines hypothèses fortes du modèle de base, impose ses propres restrictions. D'abord, en supposant que la distribution des emplois soit la même pour tous les travailleurs, il ne prend pas en considération l'hétérogénéité de ces derniers. En deuxième lieu, la distribution des emplois est supposée indépendante du système fiscal ; pourtant, ce dernier affecte vraisemblablement la demande de travail (Dickens et Lundberg, 1993).

### 1.3 L'offre de travail intertemporelle

Le modèle statique d'offre de travail suppose la séparabilité intertemporelle des préférences. Or, la littérature sur l'offre de travail intertemporelle nous révèle que les individus réagissent différemment à différents types de changements (transitoires/permanents) dans leur salaire. Les estimations des modèles statiques pourraient donc s'avérer une combinaison de comportements intratemporel et intertemporel (Randolph et Rogers, 1995).

Le modèle dynamique d'offre de travail sans impôts prédit un effet de substitution intratemporel positif et un effet de substitution intertemporel négatif, suite

---

6. Dans ce dernier cas, la fonction de vraisemblance ne contient pas de préférences, seulement des paramètres de la distribution des offres (Dickens et Lundberg, 1993).

à une augmentation du taux de salaire à une période. Palivos et Yip (1995) étudient un modèle dynamique avec un taux d'imposition constant. Ils trouvent qu'une augmentation anticipée et permanente du taux d'imposition à une période donnée augmente l'offre de travail durant cette période, alors qu'une augmentation temporaire et non anticipée a un effet ambigu sur l'offre de travail. Blomquist (1986) trouve que lorsque le taux d'imposition est constant, les résultats sont les mêmes que dans le modèle dynamique sans impôts. Par contre, les résultats changent lorsque le système fiscal est progressif. Dans ce cas, les heures de travail augmentent (diminuent) davantage dans les périodes où le taux de salaire net augmente (diminue). De plus, l'effet de substitution intratemporel pourrait être négatif et l'effet de substitution intertemporel pourrait être positif. MaCurdy (1983) étudie l'offre de travail intertemporelle avec impôts en contexte d'incertitude par rapport au salaire, aux prix, au revenu, aux impôts et aux préférences.

Deux études importantes ont intégré les impôts et l'aspect cycle de vie au niveau empirique : Laisney *et al.* (1993) et Aronsson et Wikström (1994a). Dans ce cadre intertemporel, la CB dynamique s'étend sur plusieurs périodes. Ces modèles font l'hypothèse que les marchés des capitaux sont parfaits. La fonction objectif est une fonction d'utilité intertemporelle. Une approche commune est d'utiliser une règle budgétaire en deux étapes : l'offre optimale de travail est conditionnée par l'épargne dans la seconde période, l'épargne étant considérée optimale à la première période. Le revenu provenant d'autres sources que le travail pour tout le cycle de vie est obtenu par la soustraction du revenu de travail et de l'épargne nette du revenu total (Aronsson et Wikström, 1994a).

#### 1.4 L'offre de travail du ménage<sup>7</sup>

On distingue deux types de modèles d'offre de travail, selon que la prise de décision est modélisée de façon séquentielle ou simultanée. Dans le modèle séquentiel, on s'intéresse uniquement à l'offre de travail d'un des conjoints ; les heures de travail de l'autre conjoint sont exogènes et son revenu salarial fait partie du revenu non salarial du conjoint dont le comportement est étudié. Généralement, ces modèles considèrent que la décision d'offre de travail du mari précède, et n'est pas affectée par, celle de la femme. Dans le modèle simultané, les décisions des deux conjoints sont simultanées, malgré que, dans de tels modèles, la symétrie du comportement est souvent imposée plutôt que testée (Felteau, 1988).

Je me concentre ici sur le deuxième type de modélisation. On doit choisir entre l'adoption d'une seule fonction d'utilité pour les deux époux, ou une pour chacun. Notons que la fonction d'utilité unique contredit les prémisses de base de l'individualisme méthodologique (Chiappori, 1988). Les arguments déterminant

---

7. On se limitera au cadre théorique adopté par les études incorporant les impôts.

l'utilité sont le loisir de l'époux, le loisir de l'épouse et le revenu familial. Les offres de travail des deux époux sont déterminées simultanément. Si les loisirs de la femme et du mari sont complémentaires, l'effet de substitution croisé sur leur loisir sera positif et leur offre de travail diminuera suite à une hausse des impôts. Si leurs loisirs sont substitués, l'effet net sur l'offre de travail sera ambigu.

L'importance de l'interdépendance des comportements des deux conjoints varie selon qu'ils soient imposés conjointement ou séparément. Par exemple, lorsque l'imposition est jointe, une augmentation du salaire du mari induit un effet de substitution négatif et un effet de revenu négatif sur la participation de la femme (Strøm et Wagenhals, 1991). En présence d'un régime conjoint, le système d'imposition peut être progressif dans certaines régions et régressif dans d'autres, ce qui introduit des non-convexités dans la CB de la femme.

### 1.5 Hypothèses implicites dans les modèles d'offre de travail

Les études empiriques font plusieurs hypothèses dont les implications pour les estimations sont souvent obscures. Les hypothèses les plus importantes sont :

- a) L'hypothèse que les préférences demeurent inchangées à la suite d'une réforme fiscale (Schettkat, 1989). Par exemple, considérons l'hypothèse de symétrie de l'entrée et de la sortie du marché du travail :

*« ... this [entry into the labour market] constitutes a new situation for them [the workers] to which they will adapt by changes in their standard of living and habits. Thus, even if people were drawn into the labour market by high real wage rates, their reaction to a subsequent reduction in wages will not be symmetrical. The decision whether or not to withdraw from the labour market is based on a different experience and is taken in a different situation than the decision to enter the labour market. »* (Schettkat, 1989 : 5)

Autrement dit, le mouvement dans une direction le long de la courbe de l'offre de travail pourrait s'avérer plus facile que le mouvement dans la direction opposée ; cela correspond à un changement de préférences. De manière plus générale, on sait que la demande du consommateur ne réagit pas de façon symétrique aux hausses et aux baisses de prix. Cette supposée stabilité des préférences est au coeur de la théorie économique (Becker, 1976), mais on voit bien ses limites dans le cas du marché du travail.

- b) Dans les modèles d'offre de travail, la seule source de variation du taux de salaire lorsque les heures travaillées changent est la progressivité des impôts. Néanmoins, même dans un monde sans impôts, le salaire dépend du nombre d'heures travaillées, au moins de deux autres façons (Rosen, 1976a). Premièrement, il y a un excédent relatif plus élevé de l'offre de travail pour les travailleurs à temps partiel que pour ceux à temps plein, ce qui se traduit par une relation positive entre les heures travaillées et le salaire offert. Ce fait est particulièrement important pour les femmes, qui forment la majorité des travailleurs à temps partiel. Ensuite, l'existence de coûts quasi fixes pour les

employeurs implique qu'ils offriront des salaires positivement corrélés avec les heures de travail. Cette relation positive entre les heures travaillées et le salaire est une source potentielle de non-convexités (Hausman, 1981), en plus de réduire la progressivité du système d'imposition.

- c) Le fait que « l'offre de travail » ne signifie en général que le nombre d'heures travaillées. Il s'agit là d'une définition plutôt étroite, car l'offre de travail est beaucoup plus complexe : « *hours of work are just the tip of an iceberg that is potentially very deep.* » (Rosen, 1980 : 175). Les autres dimensions du travail pouvant être affectées par la fiscalité comprennent le moment de la retraite, le choix occupationnel (Boskin, 1981), l'intensité<sup>8</sup> (Feldstein, 1995) et la qualité (Rosen, 1976a, 1980) de l'effort de travail<sup>9</sup>. Dans une autre définition élargie de l'offre de travail, Smith (1995) inclut les heures passées en chômage.
- d) L'hypothèse que les impôts n'affectent pas le capital humain (Rosen 1976a; Feldstein, 1995). S'il s'avérait que les impôts réduisent l'offre de travail des femmes, ils s'en trouveraient aussi à réduire les possibilités d'apprentissage, en plus de réduire la productivité sur le marché par rapport à la productivité domestique (Boskin, 1974, 1981). Les études démontrent que les femmes présentes sur le marché du travail de façon intermittente ont des salaires plus faibles. Les impôts réduisent aussi le retour sur l'investissement en capital humain, en diminuant le salaire net ; toutefois, cela est compensé par l'éducation financée par des revenus fiscaux. De plus, il arrive souvent qu'un effort accru au travail soit récompensé (promotions, salaires plus élevés, etc.) plusieurs années plus tard, ce qui fait de la relation statique salaire-heures de travail une mesure incomplète de l'impact du salaire sur l'offre de travail.
- e) L'omission de trois phénomènes qui affectent plus particulièrement les femmes : i) la fécondité est souvent considérée comme exogène, alors qu'elle pourrait être endogène à la décision d'offre de travail<sup>10</sup> (Gustafsson, 1992; Duraisamy, 1994) ; ii) l'effet des allocations pour enfants, qui réduisent la progressivité du système fiscal (Hausman, 1985a) ; et iii) l'endogénéité potentielle du statut matrimonial au modèle d'offre de travail n'est pas considérée (ne pas en tenir compte induit un biais de sélection) ; van der Klaauw (1996) trouve que de ne pas tenir compte de cette endogénéité entraîne une sous-estimation des élasticités-salaire propre et croisée.

8. Lorsqu'on tient compte des contraintes sur les heures, l'intensité devient un des moyens les plus directs de faire varier l'offre de travail effective (Randolph et Rogers, 1995).

9. Par exemple, lorsque la fonction d'offre de travail a comme variable dépendante les heures effectives de travail plutôt que le nombre « brut » d'heures travaillées, Rosen (1980) trouve que les coefficients du salaire et de l'éducation sont plus grands et plus significatifs.

10. Des études plus récentes analysent les interactions entre l'offre de travail et la fécondité. Voir, par exemple, Hotz et Miller (1988), Robinson et Tomes (1981) et Duraisamy (1994).

- f) L'hypothèse de la séparabilité Hicksienne. En général, les études ne prennent pas en considération le fait que le prix des dépenses déductibles varie (relativement aux prix des dépenses non déductibles) avec la variation du taux d'imposition marginal. Triest (1992) trouve que cette variation du prix des dépenses déductibles affecte l'offre de travail plus que ne le fait le salaire net *per se*.

## 2. L'ÉCONOMÉTRIE DE L'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES AVEC IMPÔTS

Si les études empiriques de l'offre de travail adoptent généralement un cadre théorique simple, elles révèlent néanmoins une structure statistique complexe. Jusqu'au milieu des années soixante-dix, les études ne prenaient généralement pas en compte l'effet des impôts sur l'offre de travail. Les conséquences de cette omission dépendent de la nature du système fiscal. Si ce dernier était proportionnel, le biais serait absorbé dans le terme constant (Quester, 1977). Mais les impôts sur le revenu sont progressifs, faisant en sorte que cette omission introduit un biais négatif dans les estimations. Cela parce que les études tenant compte des impôts trouvent des effets de substitution plus élevés et des effets de revenu plus bas (MaCurdy *et al.*, 1990). La difficulté majeure lorsqu'on introduit les impôts est que le salaire net n'est pas constant, puisqu'il dépend du nombre d'heures travaillées. En même temps, les individus choisissent leurs heures de travail en fonction du salaire net. D'où l'endogénéité de ce dernier dans l'équation de l'offre de travail.

Les impôts ont été introduits pour la première fois au milieu des années soixante-dix. Une approche populaire était celle des variables instrumentales. Lorsque la contrainte budgétaire est non linéaire, cette méthode est valide à condition que le salaire net et le revenu virtuel<sup>11</sup> correspondant aux heures de travail désirées soient corrects (Triest, 1990). La plupart des études adoptant cette approche utilisent le salaire brut et le revenu non salarial comme instruments pour le salaire net et le revenu virtuel. Flood et MaCurdy (1993) estiment que ces instruments ne sont pas exogènes et utilisent plutôt des variables socio-démographiques. Toutefois, Blomquist (1996) trouve que les variables socio-démographiques ont un biais de petit échantillon plus élevé et qu'elles sont plus sensibles aux erreurs de mesure, que le salaire brut et le revenu non salarial<sup>12</sup>.

L'autre approche en vogue dans les modèles d'offre de travail était les moindres carrés ordinaires (MCO), qui est basée sur la linéarisation de la CB, c'est-à-dire qu'elle suppose que le taux d'imposition marginal s'appliquant au nombre d'heures travaillées soit valide pour toute la CB. Toutefois, cette linéarisation exige la satisfaction de conditions qui, d'habitude, ne sont pas remplies. D'abord,

11. Le revenu virtuel est la coordonnée de la CB linéarisée au nombre d'heures de travail observé.

12. Des instruments peuvent aussi être utilisés conjointement avec n'importe laquelle des méthodes discutées ci-après.

l'EB doit être convexe (Killingsworth, 1983). Ensuite, les données doivent être générées par la maximisation de l'utilité avec des préférences globalement convexes (Blomquist, 1995). Troisièmement, les segments sur lesquels les observations sont localisées doivent être des indicateurs non stochastiques<sup>13</sup> (Moffitt, 1986). Finalement, on doit supposer que les individus ne réagissent pas aux changements dans les taux marginaux applicables aux autres segments de la CB (Moffitt, 1986) ; cela rend difficile l'étude des changements dans les taux marginaux.

Cette simplification par linéarisation peut avoir des conséquences différentes pour les hommes et pour les femmes, étant donné que les non-linéarités ne sont pas uniformément distribuées sur la CB. Cette dernière peut être divisée en trois parties : la partie la plus basse, qui est très non concave et non linéaire, à cause des allocations et des déductions ; la partie moyenne, qui est plus proche de la linéarité ; et la dernière partie, correspondant aux revenus plus élevés, qui est très non linéaire (Blundell *et al.*, 1992). Or, le groupe se situant sur la première partie est généralement éliminé de l'échantillon. Par conséquent, les non-linéarités les plus importantes concernent les individus à revenus élevés. Puisqu'à ce niveau de la CB, on trouve moins de femmes que d'hommes, la linéarisation pourrait s'avérer moins problématique pour les femmes.

### 2.1 *Les méthodes basées sur l'estimateur du maximum de vraisemblance*

Avec des modèles hautement non linéaires, l'estimateur de maximum de vraisemblance (MV) donne des résultats ayant de bonnes propriétés de grand échantillon : convergence, normalité asymptotique et efficacité asymptotique. Au début des années quatre-vingt, deux méthodes utilisant l'estimateur du MV étaient en vogue dans les modèles empiriques d'offre de travail des femmes : une méthode basée sur l'estimateur Tobit (par exemple, Strøm et Wagenhals, 1991) et une approche Tobit généralisé (par exemple, Zabel, 1993). Dans le modèle Tobit, l'offre de travail est décrite par deux équations, une pour les heures de travail et une pour les salaires. Ce modèle est fondé sur le salaire de réserve, que l'individu compare avec le salaire du marché ; l'individu ne travaillera que si le salaire offert est plus élevé que son salaire de réserve. La fonction de vraisemblance est composée de deux termes : la probabilité de ne pas travailler et le choix d'heures de travail.

Cette méthode présente d'importantes faiblesses. Premièrement, elle confond l'impact des salaires sur le nombre d'heures offertes (qui ne concerne que les travailleurs) avec leur effet sur la décision de participation (qui concerne les travailleurs et les non-travailleurs), en imposant une proportionnalité entre l'écart entre le salaire du marché et celui de réserve d'une part, et les heures de travail

13. L'ensemble budgétaire est linéarisé autour du nombre d'heures travaillées ; si les heures ne sont pas correctement mesurées, toute la CB sera mal spécifiée.

préférées d'autre part. Cela équivaut à faire l'hypothèse que les décisions de participation et du nombre d'heures travaillées sont déterminées par les mêmes facteurs, une hypothèse largement discréditée aujourd'hui (Killingsworth, 1983; Zabel, 1993; Mroz, 1987). Cette proportionnalité force l'impact de l'expérience sur le marché du travail à se refléter sur l'effet du salaire sur les heures travaillées, introduisant un biais positif dans les estimations (Mroz, 1987). Deuxièmement, la méthode ne permet pas la prise en compte des coûts fixes (Killingsworth, 1983). Or, Cogan (1981) a montré que les coûts fixes réduisent la sensibilité des heures travaillées au salaire. La combinaison de ces deux facteurs fait que la méthode Tobit tend à surestimer l'effet-salaire.

La méthode Tobit généralisée évite les restrictions de cette proportionnalité en estimant une équation séparée pour la participation. En tout, trois équations sont estimées : une équation de participation, une équation de salaires et une équation pour les heures. De cette manière, on tient compte du fait que les déterminants de la décision de participation et de la décision d'heures de travail peuvent être différents (ces deux équations n'ont pas nécessairement les mêmes régresseurs). Le lien entre la participation et les heures de travail est affaibli, mais pas éliminé : les deux décisions sont reliées par les termes d'erreurs des deux équations (Zabel, 1993).

## 2.2 La méthode de Hausman

L'approche offrant le meilleur traitement de la CB non linéaire est probablement l'application de l'estimateur de maximum de vraisemblance à information complète (MVIC) à la CB non linéaire<sup>14</sup>, proposée par Hausman<sup>15</sup>. La méthode peut être résumée en cinq étapes<sup>16</sup> :

- a) L'estimation d'une fonction Probit pour la probabilité de participation<sup>17,18</sup>. De cette équation on obtient  $\lambda$ , l'inverse du ratio de Mill, qui sera utilisé afin de contrôler pour le biais de sélection. Les modèles d'offre de travail des femmes sont sujets à un biais de sélection, en raison de la grande proportion de non-participantes. Les femmes qui travaillent semblent avoir des goûts biaisés en faveur du marché du travail. En conséquence, les estimations obtenues d'échan-

14. Même dans un cadre linéaire, cette méthode s'avère supérieure (Blomquist et Hansson, 1990).

15. Wales et Woodland (1979) adoptent une approche similaire.

16. Les étapes (a) à (d) sont générales et peuvent être utilisées dans le cadre du Tobit généralisé, par exemple. C'est l'étape (e) qui distingue plus particulièrement la méthode de Hausman des autres méthodes.

17. Le Logit est parfois utilisé comme approximation du Probit, afin de simplifier les calculs (Cloutier, 1986). Vu que les deux distributions se ressemblent, sauf aux queues, adopter l'une ou l'autre méthode ne devrait pas affecter significativement les résultats, sauf dans les grands échantillons, où l'on peut retrouver plusieurs observations aux extrémités.

18. Nakamura et Nakamura (1983) adoptent une approche qui leur permet de dériver des probabilités de participation distinctes selon que la femme travaille à temps plein ou à temps partiel.

tillons souffrant de ce problème seront biaisées, à cause de la corrélation entre les variables explicatives et les termes d'erreur<sup>19</sup>. Généralement on utilise la méthode de Heckman (1980) afin de corriger le biais de sélection, aux dépens de la robustesse des résultats (Blundell, 1992). De plus, les résultats avec et sans correction du biais de sélection sont souvent très rapprochés.

- b) L'estimation de l'équation du salaire pour les travailleurs, en fonction des caractéristiques personnelles et socio-économiques.  $\lambda$  est inclus en tant que régresseur<sup>20</sup> afin de tenir compte du biais de sélection<sup>21</sup>.
- c) Deux voies sont possibles à ce stade. Soit d'imputer des salaires aux non-participants, utilisant les estimations obtenues en (b), et pouvoir ainsi dériver une fonction d'offre de travail basée sur tout l'échantillon. Soit d'éliminer les non-participants et d'utiliser la fonction de vraisemblance conditionnelle basée sur une distribution tronquée.
- d) La dérivation des préférences. Lorsque l'EB est non convexe, on a besoin d'une mesure explicite de l'utilité, afin de pouvoir comparer l'utilité donnée par les différents segments de la CB. Lorsque l'EB est non linéaire, mais convexe, l'utilisation d'une telle mesure n'est pas nécessaire ; toutefois, il s'avère utile d'en dériver une (Arrufat et Zabalza, 1986), pour deux raisons. D'abord, sans fonction d'utilité, les conséquences d'une réforme fiscale ne peuvent pas être simulées (Bourguignon et Magnac, 1990; Zabalza, 1983), surtout lorsque la réforme introduit des non-convexités dans l'EB. Deuxièmement, l'offre de travail dépend de facteurs observables, mais aussi de facteurs non observables<sup>22</sup>, dont le plus important est la variation dans les préférences (Hausman, 1980).

Lorsque l'EB est convexe, on peut utiliser une fonction d'utilité indirecte. Lorsque l'EB est non convexe, on doit avoir recours à une fonction d'utilité directe, parce que la révélation des préférences ne suffit pas pour la détermination du maximum global (Hausman et Ruud, 1984). La fonction d'utilité indirecte peut être obtenue en spécifiant l'équation d'offre de travail et en résolvant le système de premier ordre d'équations différentielles correspondant à la fonction d'utilité indirecte (Hausman, 1980). Comme alternative, on peut construire une fonction d'utilité indirecte et utiliser l'identité de Roy afin de dériver la fonction d'offre de travail.

---

19. Heckman (1980) trouve que le biais est plus important dans l'équation d'offre de travail, alors que Duraisamy (1994) estime qu'il est plus important dans l'équation des salaires.

20. Lorsqu'il est trouvé significatif dans l'équation Probit.

21. La correction du biais de sélection est compliquée davantage par les non-linéarités. D'abord, les formes fonctionnelles des équations de salaire et de participation se compliquent (Bourguignon, 1986). Ensuite, le terme du biais de sélection ne peut faire partie de l'équation structurelle du salaire, il n'est valide qu'avec la forme réduite (Nakamura et Nakamura, 1981).

22. La non-linéarité de la contrainte budgétaire est un problème d'autosélection : les individus s'autosélectionnent sur les segments selon les préférences non observées (Moffitt, 1986).

Le choix de la forme fonctionnelle de la fonction d'utilité dépend du type de contraintes que l'on désire placer sur les élasticités de salaire et de revenu. Pour bon nombre de fonctions d'utilité, les conditions qui font en sorte que les fonctions d'offre de travail estimées représentent des solutions valides ne sont pas satisfaites par toutes les données. Par exemple, avec l'équation linéaire de l'offre de travail, la condition d'*intégrabilité* n'est garantie qu'avec un coefficient positif du salaire et un coefficient négatif du revenu (Blundell *et al.*, 1988). Gerfin (1992) utilise une fonction d'utilité quadratique, qui a l'avantage de permettre à la courbe d'offre de travail d'avoir une partie à pente négative. La fonction d'utilité CES est intéressante parce qu'elle n'exige pas l'utilisation d'une expression explicite du nombre d'heures<sup>23</sup> (Zabalza, 1983). Strøm et Wagenhals (1991) utilisent une fonction d'utilité Box-Cox, dont l'avantage principal est la flexibilité.

- e) Une fois les préférences connues, la dernière étape consiste à estimer la fonction d'offre de travail en fonction des préférences, des caractéristiques personnelles, du revenu virtuel et du salaire. La dérivation de la fonction d'offre de travail exige la recherche de toute la CB et c'est ce qui différencie la méthode de Hausman des autres méthodes d'estimation. La méthode a deux variantes selon les hypothèses sur les convexités. Lorsque l'EB est convexe, l'utilité est maximisée sur le premier segment de la CB, utilisant le taux d'imposition marginal s'appliquant à ce segment. Soit  $h$ , le nombre d'heures de travail maximisant l'utilité sur un segment donné. Si  $h \leq 0$ , cela signifie que l'individu préfère ne pas participer et la solution est  $h = 0$ . Si  $h$  tombe sur le segment en question, alors  $h$  est la solution. Cependant, si  $h$  est plus grand que le nombre maximum d'heures auquel ce taux marginal s'applique, on devra alors se déplacer sur le deuxième segment de la CB et répéter l'algorithme jusqu'à ce que  $h$  tombe sur le même segment de la CB auquel le taux pertinent d'impôt marginal s'applique. La solution est unique. Lorsque l'EB n'est pas convexe, l'optimum n'est pas unique, et l'on doit alors maximiser l'utilité sur chaque segment de la CB, et ensuite choisir le maximum global (Hausman, 1985b). En cas d'égalité des utilités, on doit ajouter à l'algorithme une règle systématique afin de choisir entre les deux (ou plus) solutions.

La méthode de Hausman a été appliquée aux ménages par Aronsson et Wikström. Pour chaque taux de salaire marginal des femmes, on détermine l'offre de travail optimale pour les hommes. Ensuite, la meilleure solution du point de vue du ménage est choisie par voie de comparaisons des utilités. Les modèles d'offre de travail des ménages présentent des difficultés d'estimation supplémentaires. Premièrement, il est difficile d'estimer simultanément les équations de salaire et d'offre de travail, parce qu'on a un système de quatre équations simul-

23. Dans ce cas, au lieu de choisir un nombre d'heures de travail, l'individu détermine un rapport revenu/loisir.

tanées. Dans ce cas, seulement les deux fonctions d'offre sont estimées en même temps, chacune dépendant du salaire de l'autre conjoint (Aronsson et Wikström, 1994a). Deuxièmement, la fonction d'offre de travail du mari se complique lorsque la femme ne travaille pas (Bourguignon et Magnac, 1990). Finalement, la correction du biais de la sélection devient plus difficile (Bourguignon et Magnac, 1990).

La méthode de Hausman a l'avantage de ne pas souffrir du biais des petits échantillons (Blomquist, 1996) et d'être souvent l'une des seules méthodes d'estimation consistante avec la théorie (Apel, 1994). Néanmoins, elle présente quelques faiblesses. En premier lieu, comme c'est généralement le cas pour les modèles avec variables dépendantes limitées et biais de sélection, les résultats sont peu robustes, surtout avec les échantillons finis (Moffitt, 1986). Deuxièmement, les fonctions de vraisemblance peuvent avoir des points de *non-différentiabilité*, ce qui soulève des questions concernant l'interprétation de l'estimateur (Moffitt, 1986). En troisième lieu, il y a une incertitude considérable en ce qui regarde la localisation de la CB, parce que celle-ci est basée sur des variables qui sont prédites plutôt que mesurées (Felteau, 1988). La quatrième critique vient de MaCurdy *et al.* (1990) qui avancent que la méthode de Hausman impose la non-négativité du terme de Slutsky associé à l'offre de travail aux points atteignables (c'est-à-dire atteignables avec une probabilité non nulle) et que ces contraintes sont nécessaires afin d'obtenir un modèle statistique bien défini.

Toutefois, la critique de MaCurdy *et al.* est probablement non fondée. En effet, Blomquist (1995) a démontré que la méthode de Hausman n'impose sur les paramètres aucune contrainte qui n'est pas habituellement imposée par les autres méthodes d'estimation : ce ne sont pas les termes de Slutsky qui sont contraints, mais plutôt leur somme qui est contrainte à être positive (signifiant que certains termes peuvent être négatifs). Cela serait dû au fait qu'on utilise le logarithme de la fonction de vraisemblance. Il s'agit en conséquence d'une contrainte purement numérique qui n'introduit aucun biais, étant donné que le logarithme de la fonction de vraisemblance et la fonction de vraisemblance atteignent leur maximum pour le même vecteur de paramètres.

Une question importante, qui doit être abordée indépendamment de la méthode d'estimation adoptée, est de déterminer quels salaires seront utilisés dans la fonction d'offre de travail. Le problème vient du fait qu'on observe les salaires des travailleurs, mais qu'on doit imputer des salaires aux non-participants (lorsqu'on dérive la fonction d'offre de travail en se basant sur tout l'échantillon). Pour ces derniers, on utilise toujours les salaires imputés à l'étape (c). Pour les travailleurs, on peut soit utiliser les salaires réels, soit leur imputer des salaires conjointement avec les non-participants. Les études empiriques sont divisées sur cette question<sup>24</sup>. L'utilisation des salaires imputés aux travailleurs

---

24. Triest (1990) estime un modèle avec les deux méthodes et trouve qu'elles donnent des résultats très rapprochés.

est problématique, car elle conduit à une CB incorrectement spécifiée pour tous les individus, travaillant ou non (Arrufat et Zabalza, 1986), ce qui équivaut à rendre l'EB aléatoire (MaCurdy *et al.*, 1990). En même temps, l'utilisation des salaires réels pour les travailleurs est problématique : elle introduit deux distributions distinctes pour les salaires (MaCurdy *et al.*, 1990) et elle suppose que les salaires des non-participants sont prédits sans erreur ; mais il est bien connu que les erreurs de mesure sont importantes, vu les approximations utilisées pour déterminer les salaires. Afin d'éviter cette controverse, MaCurdy *et al.* (1990) adoptent une approche différente : ils dérivent une expression pour la probabilité de travailler qui peut être calculée sans une connaissance spécifique du salaire, en introduisant une distribution pour ce dernier.

### 2.3 Nouvelles méthodes d'estimation

En guise d'alternatives aux approches susmentionnées, se sont développées plusieurs méthodes d'estimation de l'offre de travail des femmes mariées avec une CB non linéaire. Quatre nouvelles méthodes d'estimation sont discutées ici : MaCurdy *et al.* (1990), Aaberge *et al.* (1995), Eissa (1995) et van Soest (1995).

MaCurdy *et al.* (1990) proposent d'approximer la CB non linéaire par une fonction différentiable. Afin de construire la CB, ils adaptent d'abord une fonction différentiable aux taux d'imposition marginaux et ensuite l'intègrent. La fonction doit correspondre étroitement à une fonction à étapes, vu la progressivité du système d'imposition. La simplification apparaît dans la formulation de la partie de la fonction de vraisemblance associée aux travailleurs. Une distribution purement continue décrit les heures de travail, ce qui est plus simple que l'approche non linéaire. La méthode d'estimation est le MV.

Dans les modèles traditionnels, l'offre de travail est dérivée de la maximisation de l'utilité avec la consommation et le loisir comme variables de choix. Dans le modèle d'Aaberge *et al.* (1995), l'offre de travail est modélisée comme un problème de choix discret<sup>25</sup>, les décisions d'offre de travail étant des choix entre des ensembles d'emplois réalisables, chaque ensemble étant caractérisé par un salaire, un nombre d'heures et des attributs non pécuniaires non observés. L'individu choisit l'emploi maximisant l'utilité ; les heures de travail et le niveau de salaire correspondant à ce choix s'ensuivent. Cette modélisation possède de nombreux avantages : elle incorpore plusieurs aspects qualitatifs de l'offre d'emploi (comme la localisation et les conditions de travail), les non-convexités de l'EB, les décisions simultanées à l'intérieur du ménage ainsi que l'hétérogénéité, observée ou non. La méthode d'estimation utilisée est proche du MV.

---

25. Zabalza (1983) avait déjà adopté une forme de choix discret, la contrainte budgétaire ne contenant que trois segments, correspondant à la non-participation, au travail en deçà du seuil de revenu où le salaire devient imposable et, finalement, au travail au-dessus de ce seuil.

Eissa (1995) utilise une méthode innovatrice en vue de tester les implications de la réforme fiscale américaine de 1986 pour l'offre de travail des femmes mariées. Une des caractéristiques majeures de la réforme a été que les maris ayant des revenus élevés ont connu des baisses plus importantes de leur taux marginal par rapport à ceux gagnant des revenus plus modestes. Le changement du taux marginal s'appliquant aux femmes mariées dépend, en grande partie, du revenu initial du mari. Eissa a classifié les femmes selon le revenu de leur mari et a ensuite calculé les changements dans les taux de participation, et dans les taux d'impôts marginaux. Elle a alors comparé ces deux valeurs pour les deux groupes de revenus, obtenant ainsi une élasticité de participation. Il est vrai que la méthode évite plusieurs des problèmes d'estimation discutés antérieurement, comme le problème des salaires non observés ; de plus, on n'a pas besoin de spécifier une forme explicite pour la fonction d'offre de travail. Toutefois, elle exige des données sur les individus à deux points dans le temps, en plus de *sursimplifier* plusieurs problèmes d'estimation.

van Soest (1995) propose un autre modèle de choix discret. Le choix d'offre de travail se fait entre des heures de travail qui sont des multiples d'une certaine longueur fixe d'un intervalle donné. Il emploie une fonction d'utilité translog et le modèle en forme structurelle est estimé par le MV simulé. Une nouveauté de ce modèle est son traitement des salaires non observés : afin de tenir compte du fait que ces derniers sont prédits avec erreur, on estime l'équation d'imputation des salaires et on utilise les écarts-types des erreurs dans l'équation des salaires afin de tenir compte des erreurs de prédiction<sup>26</sup>. Le principal avantage de cette méthode est qu'elle admet aisément toutes sortes de non-linéarités et de non-convexités dans l'EB. À noter qu'avec l'approche continue, des calculs considérables sont nécessaires afin de tenir compte des non-linéarités et non-convexités. La nouvelle méthode a toutefois les désavantages d'arrondir les erreurs, en plus de faire une utilisation incomplète de l'information disponible (van Soest, 1995).

Il sera utile de conclure cette section avec certaines simplifications sur les données qui, indépendamment des techniques d'estimation, peuvent contribuer à atténuer les non-linéarités et les non-convexités de l'EB. Macrae et Yezer (1976) suggèrent la suppression des familles dont le revenu brut se trouve près des points de changements de pentes dans la CB, espérant ainsi réduire les non-convexités. Cependant, cette méthode est difficile à appliquer lorsqu'une proportion importante d'observations est agglomérée autour des points de changement de pentes. Un remède (qui peut être utilisé conjointement avec ou indépendamment de la première méthode) serait de réduire le nombre de paliers de revenus (Leuthold, 1978a). Cela fera en sorte qu'un nombre accru d'individus se trouvera dans, plutôt qu'entre, les paliers, réduisant les non-convexités. Une autre simplification

---

26. Il serait intéressant de voir si ce procédé de correction ne pourrait pas être intégré au modèle standard.

utile est de réduire les séries d'heures travaillées ; dans Gustafsson (1992), la femme a seulement deux options : travailler 10 heures ou 40 heures. Enfin, Rosen (1976a), Laisney *et al.* (1993) et Blundell *et al.* (1992) ont choisi d'éliminer les individus payant des impôts et recevant des allocations simultanément. Le coût potentiel de cette simplification est de se retrouver avec un échantillon où les ménages à faibles revenus sont sous-représentés.

### 3. RÉSULTATS EMPIRIQUES

Les impôts peuvent affecter l'offre de travail en modifiant soit la décision de participation, soit le nombre d'heures de travail préféré. La théorie ne nous informe pas sur l'effet d'un accroissement de l'impôt sur les heures de travail, puisque cela dépend des signes et de l'ampleur relative des effets de substitution (négatif) et de revenu (positif)<sup>27</sup>. Néanmoins, la théorie prédit sans ambiguïté que les impôts auront un effet négatif sur la probabilité de participation, indépendamment du signe de l'élasticité-salaire, puisqu'il n'y a pas d'effet de revenu pour les non-travailleurs (Nakamura et Nakamura, 1981; Schettkat, 1989). Comme on le verra, les résultats varient beaucoup d'une étude à l'autre, en contraste avec les résultats pour les hommes, qui sont plus homogènes.

#### 3.1 La participation

La participation a reçu moins d'attention que les heures de travail *per se*. Les résultats semblent en concordance avec la théorie en ce qui concerne l'effet des impôts sur la participation. Leuthold (1978a) trouve une élasticité de participation de -0,122 pour les femmes américaines blanches et de -0,236 pour les femmes de couleur<sup>28</sup>. Griff et Siegers (1993) estiment que l'impôt sur le revenu réduit la participation des femmes mariées suisses de huit points de pourcentage, comparativement à deux points de pourcentage pour les femmes célibataires. Hausman (1980) trouve qu'un taux d'impôt marginal plus élevé réduit la probabilité de

---

27. Certains prétendent qu'en fait il n'y a pas d'ambiguïté, et que seul l'effet de substitution (négatif) prévaut, l'effet de revenu étant parfaitement compensé par les dépenses publiques. Toutefois, ce résultat repose sur des hypothèses plutôt restrictives : a) ou bien les préférences sont faiblement séparables entre les biens publics et les biens privés, en plus d'être linéaires dans la consommation de biens privés autres que le loisir (Gahvari, 1991), ou bien les biens publics sont un substitut parfait pour les biens privés ; b) il existe un lien direct entre une hausse des impôts et une hausse des dépenses gouvernementales affectant les consommateurs ; c) ou bien l'économie est composée d'un seul consommateur (Hausman et Ruud, 1984), ou bien les dépenses publiques affectent tous les consommateurs (qui doivent, de plus, être identiques) et cela proportionnellement aux impôts payés par chacun. Pour une discussion plus détaillée, voir Hausman et Ruud (1984). Ces hypothèses n'étant en général pas satisfaites, l'analyse qui suit supposera que l'effet de revenu est tout aussi pertinent que l'effet de substitution, et donc que l'ambiguïté théorique demeure entière.

28. Dans le dernier cas, par exemple, une hausse d'un point de pourcentage du taux marginal entraînera une baisse de 2,36 % de la probabilité de participation.

participation. Plusieurs résultats d'élasticités de la participation<sup>29</sup> sont présentés au tableau 1 : 0,41 pour Zabalza (1983), 1,41 pour Arrufat et Zabalza (1986), 0,64 pour Colombino et del Boca (1990), 0,85 pour Strøm et Wagenhals (1991), 0,42 pour Eissa (1995) et 0,83 pour Aaberge *et al.* (1995). Mis à part le résultat de Arrufat et Zabalza, l'intervalle des élasticités est relativement étroit. Ces élasticités-salaire de participation positives indiquent que les impôts réduisent la probabilité de participation de façon significative.

Toutefois, quelques études récentes trouvent que l'effet des impôts sur la participation est négligeable. van Soest *et al.* (1990), et Grift et Siegers<sup>30</sup> (1993) concluent qu'on ne peut attribuer le faible taux de participation des femmes mariées hollandaises aux impôts. Gustafsson (1992) trouve que les impôts affectent la décision de participation des femmes allemandes travaillant à temps partiel, mais ont peu d'impact sur la participation des femmes travaillant à temps plein. Néanmoins, ces résultats demeurent marginaux.

La Suède constitue un cas intéressant. Dans ce pays, des taux marginaux élevés ont longtemps coexisté avec des taux de participation très élevés pour les femmes, près de 85 %. Cela est dû, en partie, au fait que le gain net de la première heure de travail du travailleur secondaire est beaucoup plus élevé que celui d'une heure supplémentaire de travail du travailleur principal. Cette situation peut donc être vue comme le résultat de deux phénomènes : d'abord, les taux d'impôts marginaux élevés devraient induire un taux de participation plus faible ; ensuite, la taxation séparée encourage les femmes à participer au marché du travail. À cause de cette taxation séparée, les impôts élevés jouent un rôle opposé à celui qu'ils jouent d'habitude : en pénalisant les hommes travaillant un nombre d'heures élevé, ils encouragent la participation des femmes sur le marché du travail. Le paradoxe est que les deux phénomènes qui, à prime abord, ont des effets opposés, se renforcent mutuellement.

L'expérience suédoise attire notre attention sur plusieurs questions. D'abord, l'imposition séparée a une influence positive et significative sur la participation des femmes. Ensuite, il ne faut pas omettre les facteurs institutionnels de l'analyse. Par exemple, il est bien connu que l'État suédois a encouragé la main-d'oeuvre féminine durant plusieurs décennies, notamment par d'importantes subventions pour les garderies et d'autres services ménagers. Les conséquences de ces subventions se reflètent dans le fait que la croissance de l'emploi dans ce pays durant la dernière décennie est due principalement aux femmes (Rosen, 1996). La partie de la hausse de l'emploi féminin imputable à ces subventions n'a rien à voir avec l'imposition sur le revenu étroitement définie. De tels facteurs institutionnels échappent au modèle standard d'analyse de l'offre de travail.

29. L'élasticité-salaire peut être décomposée en une élasticité de participation, qui indique l'effet du salaire sur la probabilité de participation, et une élasticité-salaire pour les travailleurs, qui montre comment le salaire affecte les heures de travail, conditionnellement sur la participation.

30. Dans le cas de cette étude, l'effet global négligeable est en fait la somme de trois effets : un effet négatif pour les femmes travaillant 24 à 34 heures, positif pour les femmes travaillant 15 à 24 heures et nul pour les femmes travaillant 1 à 14 heures.

TABLEAU 1

ÉLASTICITÉS-SALAIRE, REVENU ET CROISÉES DES FEMMES MARIÉES

112

L'ACTUALITÉ ÉCONOMIQUE

Étude	Élasticité salaire	Élasticité revenu	Élasticité croisées	Particularités	Méthode d'estimation
Hausman (1980)	0,00	0,00		coûts fixes	MVIC
	0,05	-0,11		coûts fixes (travailleurs seulement)	MVIC
Nakamura et Nakamura (1981)	-0,32			âge 20-34	Probit-moindres carrés itérés
	-0,07			âge 35-54	Probit-moindres carrés itérés
Zabalza (1983)	2,00	-0,18	-1,21		Tobit
	1,59	-0,18	-1,12	travailleurs seulement	Tobit
	0,41	0,00	-0,09	participation	Tobit
Hausman et Ruud (1984)	0,76	-0,32	-2,36		MVIC
Stelcner et Breslaw (1985)	0,40	-0,09			MCO
	0,41	-0,09			DMC
Robinson et Tomes (1985)	-0,22				MCO
Yatchew (1985)	0,47	-0,89			Algorithme de Berndt <i>et al.</i> (1974)
Arrufat et Zabalza (1986)	2,03	-0,20	-1,27		MVIC
	0,62	-0,06	-0,34	travailleurs seulement	MVIC
	1,41	-0,14	-0,93	participation	MVIC
Felteau (1988)	0,65	-0,67	-1,30		MC
Smith et Stelcner (1988)	0,10	-0,12			Probit-moindres carrés itérés
	0,22			compensée	Probit-moindres carrés itérés
Blomquist et Hansson (1990)	0,39	-0,03		préférences fixes	Heckit
	0,77	-0,06		préférences aléatoires	Heckit
	0,79	-0,24		préférences fixes	MVIC
Bourguignon et Magnac (1990)	0,30	-0,20			Tobit
	1,00	-0,30			MVIC
	0,05	-0,20		coûts fixes	MVIC
Colombino et del Boca (1990)	1,18	-0,66			Heckit
	0,54	-0,22		travailleurs seulement	Heckit
	0,64	-0,44		participation	Heckit

TABLEAU 1 (suite)

Triest (1990)	1,12	-0,31			Algorithme de Berndt <i>et al.</i> (1974)
	0,26	-0,15		travailleurs seulement	Algorithme de Berndt <i>et al.</i> (1974)
van Soest <i>et al.</i> (1990)	0,65			heures contraintes	MVIC
	0,79				MVIC
Laisney <i>et al.</i> (1990)	0,41			cycle de vie (minimum)	CB différentiable*
	0,78			cycle de vie (maximum)	Tobit
Apps (1991)	0,13			travailleurs seulement	Tobit généralisé
Strøm et Wagenhals (1991)	0,96	-0,06			Heckit
	0,85		-0,26	participation	Heckit
Zabel (1993)	0,55	-0,32			Tobit
	0,18	-0,12		coûts fixes	Tobit généralisé
	0,20	-0,12			Tobit généralisé
	0,22	-0,11			Heckit
Aronsson et Wikström (1994b)	1,30	-0,01	0,07	cycle de vie	MVIC
Duraisamy (1994)	0,50	-0,20	-0,23		Tobit
	0,28	-0,17	-0,25	enfants endogènes	Tobit
	0,60	-0,15	-0,58		Tobit généralisé
	0,33	-0,09	-0,73	enfants endogènes	Tobit généralisé
Smith (1995)	0,06	0,00			Moindres carrés itérés
Eissa (1995)*	1,00			compensée	Classification par revenu
	0,45			travailleurs seulement (compensée)	Classification par revenu
	0,42			participation (compensée)	Classification par revenu
Aaberge <i>et al.</i> (1995)*	1,59		-0,28		
	0,80		-0,12	travailleurs seulement	
	0,83		-0,25	participation	
van Soest (1995)*	1,03	-0,01	-0,17	Choix discret	MV simulé
	0,52	0,02	0,05	Choix discret+heures contraintes	MV simulé
	0,47	0,01	0,01	Choix discret+heures contraintes +erreurs dans salaires	MV simulé

NOTE : \* Voir la section 2.3 pour une discussion de cette méthode d'estimation.

SOURCE : Compilations de l'auteur

### 3.2 Les heures de travail

Il existe plusieurs mesures de l'effet des impôts sur le bien-être. Dans les modèles d'offre de travail, trois indicateurs fondamentaux sont utilisés : les élasticités des impôts<sup>31</sup>, la perte sèche et les élasticités-salaire. Je vais analyser d'abord les effets des impôts à la lumière des élasticités des impôts, qui étaient utilisées par la première génération d'études, mais ne sont plus en vogue, en raison de leur extrême sensibilité aux erreurs de spécification et de mesure. Comme le montre le tableau 2, cette génération d'études concluait que l'effet des impôts était négatif. Les élasticités des impôts sont beaucoup plus basses que les élasticités-salaire typiques. Néanmoins, parce que les changements des taux marginaux sont habituellement importants (en pourcentage), ces petites élasticités peuvent conduire à des changements significatifs dans les heures travaillées (Leuthold, 1978a). Dans le même ordre d'idées, les petites différences entre les élasticités des impôts peuvent représenter des différences importantes en termes d'heures de travail.

TABLEAU 2

ÉLASTICITÉS D'IMPÔTS DES FEMMES MARIÉES

	Élasticité d'impôt	Pays
Leuthold (1978b)	-0,024	États-Unis
Leuthold (1979)	-0,001	États-Unis
Hausman et Ruud (1984)	-0,038	États-Unis
Cloutier (1986)	-0,049	Canada

SOURCE: Compilations de l'auteur

Considérons maintenant la perte sèche des impôts. Celle-ci est généralement mesurée à l'aide de simulations fiscales. Les résultats présentés dans le tableau 3 montrent que les impôts ont un effet négatif et significatif. Les estimations varient entre 15 % et 58 % des revenus fiscaux et sont plus grandes que ce qu'on trouve généralement pour les hommes, ce qui est en accord avec l'idée que les femmes sont plus sensibles aux impôts que les hommes. Toutefois, cette mesure tend à surestimer l'impact des impôts, vu qu'elle est basée sur un impôt forfaitaire peu réaliste (van Soest et al., 1990).

31. L'élasticité des impôts est définie comme le pourcentage du changement dans les heures de travail induit par une augmentation de 1 % du taux d'imposition (Leuthold, 1978b).

TABLEAU 3

ESTIMATIONS DE LA CHARGE MORTE\*

	Femmes	Hommes	Pays	Contraintes sur les heures
Hausman (1981)	58 %	29 %	États-Unis	
Hausman & Ruud (1984)	30 % <sup>a</sup>		États-Unis	
Grift (1988)	27 %		Pays-Bas	Oui
Grift (1988)	37 %		Pays-Bas	
Felteau (1988)	20 % <sup>a</sup>		Canada	
van Soest <i>et al.</i> (1990)	30 %	33 %	Pays-Bas	
van Soest <i>et al.</i> (1990)	15 %	11 %	Pays-Bas	Oui
Blomquist & Hansson (1990)	26 %	16 %	Suède	
Gerfin (1992)	26 %		Suisse	
Gerfin (1992)	12 % <sup>b</sup>		Suisse	
Gerfin (1992)	20 %		Suisse	Oui
Gerfin (1992)	2 % <sup>b</sup>		Suisse	Oui

NOTES : a. couples. b. femmes célibataires.

\* en pourcentage des revenus fiscaux.

SOURCE : Compilations de l'auteur

Le tableau 1 montre les élasticités-salaire, revenu et croisées pour les femmes mariées. Les élasticités-salaire vont de -0,32 à 2,03 et plusieurs estimations sont proches de zéro. Mais la grande majorité des études trouvent des effets salaires positifs et importants. Encore une fois, les élasticités-salaire et revenus sont plus élevées pour les femmes que pour les hommes.

Dans les modèles d'offre de travail des ménages, on estime quatre élasticités : les élasticités propre et croisée pour la femme, et les élasticités propre et croisée pour l'homme. Le tableau 1 présente les élasticités croisées des femmes, c'est-à-dire la réaction de l'offre de travail de la femme à un changement dans le salaire du mari. Ces élasticités sont généralement négatives et significatives, suggérant que les loisirs féminin et masculin sont des substituts nets. Les élasticités croisées des femmes sont plus élevées que les élasticités croisées des hommes (qui ne sont pas montrées)<sup>32</sup>. Mais il semblerait que les élasticités croisées des femmes diminuent avec le temps (Leibowitz et Klerman, 1995). Lundberg (1986) trouve que les effets croisés sont plus importants pour les couples avec enfants.

32. Notons que la symétrie de Slutsky n'est pas violée ici. Même si l'effet croisé total n'est pas le même, l'effet compensé croisé est le même, puisque les effets de revenu peuvent être différents (Killingsworth, 1983).

Il y eut récemment une réévaluation à la baisse de la sensibilité des variables réelles à l'imposition (Slemrod, 1992) et la réaction des femmes aux impôts ne fait pas exception à cette tendance. La plus grande sensibilité des femmes aux salaires et aux impôts était l'un des résultats empiriques les plus sûrs. Pourtant, ce résultat a été récemment contesté, sur quatre fronts.

D'abord, la méthode Tobit exagère l'effet des impôts sur les heures de travail, puisqu'une partie de l'élasticité-salaire mesurée provient de l'effet sur la participation (Bourguignon et Magnac, 1990; Blundell, 1992; Mroz, 1987; Duraisamy, 1994). Parce que les femmes mariées ont un taux de participation plus faible que les hommes, de petites variations dans leur salaire peuvent provoquer l'entrée sur le marché du travail d'un grand nombre de femmes, ce qui se traduit par une croissance importante du nombre total d'heures travaillées. Tandis que, la participation des hommes n'étant pas sensible aux salaires, le résultat net est dominé par la réduction du nombre d'heures par les hommes qui travaillent déjà (Robinson et Tomes, 1985; Nakamura et Nakamura, 1981). Ceci est confirmé par la conclusion que, chez les hommes, lorsqu'on ne prend en considération que les hommes au travail, l'élasticité-salaire est négative, alors que, lorsqu'on tient compte des hommes ne travaillant pas, la réponse globale est positive (Nakamura et Nakamura, 1981; van Soest, 1995).

Afin de voir à quel point ce phénomène est significatif, considérons les élasticités du tableau 1. L'élasticité-salaire y est décomposée en une élasticité de participation et une élasticité des heures de travail<sup>33</sup> pour quelques études. On constate que, en moyenne, 55 % de l'élasticité totale provient de l'élasticité de participation. Ceci confirme qu'une partie importante de l'élasticité-salaire est due à la participation d'un nombre accru de femmes, plutôt qu'à l'augmentation du nombre d'heures travaillées par les femmes déjà sur le marché du travail. Ce résultat est logique, dans la mesure où les travailleurs peuvent choisir de participer ou non, mais ont moins de latitude quant au choix du nombre d'heures travaillées (Schetkatt, 1989; Zabel, 1993)<sup>34</sup>.

La deuxième critique concerne le point d'évaluation des élasticités. L'élasticité-salaire est sensible au point d'évaluation et cette sensibilité est accentuée par les non-linéarités de la CB (Blundell, 1992). Les élasticités féminines sont calculées sur la base soit de la moyenne des heures travaillées, soit de la moyenne des

---

33. Par exemple, pour Arrufat et Zabalza (1986), l'élasticité salaire totale de 2,03 est décomposée en une élasticité de participation de 1,41 et une élasticité pour les personnes déjà au travail de 0,62. La même décomposition est présentée pour Zabalza (1983), Colombino et del Boca (1990), Strøm et Wagenhals (1991), Eissa (1995) et Aaberge *et al.* (1995).

34. Une illustration de ce phénomène est que pendant les expériences du revenu minimum garanti aux États-Unis durant les années soixante-dix, la réduction de l'offre de travail prenait surtout la forme d'un retrait du marché du travail, plutôt que d'une réduction du nombre d'heures travaillées.

heures de toutes les femmes dans l'échantillon<sup>35</sup>. En calculant les élasticités féminines sur la base des heures moyennes des hommes, Blomquist et Hansson (1990) trouvent que les élasticités des hommes et des femmes sont très proches. La différence entre les élasticités des hommes et des femmes serait ainsi liée au calcul des élasticités sur la base de valeurs différentes pour les heures moyennes travaillées.

Une autre critique concernant la méthode MVIC, par MaCurdy *et al.* (1990), a déjà été discutée à la section 2.2. La critique avance que cette méthode, lorsque utilisée avec une CB non linéaire, exagère l'effet-salaire. Toutefois, comme discuté plus haut, la non-pertinence de la critique a été démontrée par Blomquist (1995). De plus, Felteau (1988) estime un modèle avec et sans l'imposition de conditions de régularité, et les deux ensembles de résultats ne sont pas significativement différents.

La quatrième et dernière critique vient de Mroz (1987) et Duraisamy (1994). Souvent, les études considèrent que l'expérience de travail et la fécondité sont exogènes au modèle. Toutefois, ces auteurs démontrent que les élasticités estimées sont plus faibles lorsque l'endogénéité de l'expérience et de la fécondité est prise en compte.

### 3.3 Les contraintes sur les heures

Dans la plupart des cas, les données indiquent l'existence de contraintes sur les heures de travail. D'abord, les observations sont généralement concentrées autour de quelques heures<sup>36</sup> (van Soest *et al.*, 1990). Ensuite, les modèles imposant des contraintes sur les heures de travail expliquent mieux les données (Dickens et Lundberg, 1993; Grift et Siegers, 1993). En troisième lieu, lorsque les contraintes sont imposées, les heures de travail désirées par les femmes sont plus élevées, suggérant qu'un certain nombre de femmes sont effectivement contraintes dans leur choix (Dickens et Lundberg, 1993; van Soest *et al.*, 1990). Finalement, les sondages montrent que plus de la moitié des individus, voire les deux tiers, préféreraient travailler un nombre d'heures différent au taux de salaire actuel (Dickens et Lundberg, 1993; Kahn et Lang, 1996).

35. Strøm et Wagenhals (1991) adoptent une approche différente. Au lieu d'insérer les heures moyennes dans l'expression habituelle de l'élasticité, ils calculent une élasticité pondérée comme suit : d'abord, ils calculent l'élasticité pour chaque individu dans l'échantillon ; ensuite, ils calculent l'élasticité en utilisant une moyenne pondérée des élasticités individuelles, où les pondérations sont  $(h_i/\sum_j h_j) \cdot (\sum_j w_j/w_i)$ , où  $h$  représente les heures annuelles travaillées et  $w$  le taux de salaire marginal. L'avantage des élasticités pondérées est qu'elles tiennent mieux compte de l'hétérogénéité observée dans l'échantillon. Les auteurs trouvent que les élasticités pondérées sont en général plus grandes que les élasticités régulières, ce qui est dû à l'hétérogénéité dans l'échantillon, qui se reflète dans les écarts-types importants des élasticités individuelles.

36. Blomquist (1993) démontre que ces concentrations peuvent aussi être attribuées à des comportements interdépendants, dans le sens que les individus ont une fonction d'utilité avec pénalité quadratique pour toute déviation de la moyenne d'heures (travaillées par les autres individus).

Les modèles avec contraintes donnent des pertes sèches (voir tableau 3) et des élasticités-salaire et revenu plus petites (voir tableau 1). Cela s'explique par le fait que les contraintes sur les heures signifient que les femmes se situent ailleurs qu'à leur optimum non contraint, auquel cas l'introduction d'un impôt forfaitaire hypothétique (afin de calculer la perte sèche) n'aura que peu d'impact sur leur comportement de travail (Gerfin, 1992). En plus d'améliorer le réalisme du modèle, les contraintes sur les heures ont un autre avantage : une forme particulière de contraintes sur les heures, l'imposition d'un nombre d'heures minimum, affaiblit le lien entre la décision de participation et le choix du nombre d'heures préféré, atténuant ainsi la tendance qu'ont certaines méthodes d'estimation à confondre les deux décisions (Zabel, 1993).

Outre la réduction de la perte sèche estimée, les contraintes sur les heures remplacent les impôts comme source de perte de bien-être : Grift et Siegers (1993) trouvent que les contraintes sur les heures imposent une plus grande perte de bien-être que les impôts. La politique économique pourrait par conséquent être ciblée vers l'augmentation de la flexibilité des heures de travail, plutôt que vers des réformes fiscales aux effets difficiles à prédire.

Le problème en termes du choix de nombre d'heures de travail semble mal posé. La réduction de l'éventail de choix d'heures de travail (comme dans Gustafsson, 1992, ou dans les modèles de choix discrets) contribuerait à améliorer le réalisme du modèle. Peut-être que la pratique courante de mettre l'emphase sur le choix des heures de travail aux dépens de la participation devrait être renversée.

### 3.4 *Décomposition des résultats par groupes d'âge, de revenu et de nombre d'heures*

Les impôts affectent les groupes sociaux (toujours en ne considérant que les femmes mariées) différemment. Dans cette section, les résultats sont décomposés par groupes d'âge, de revenu et de nombre d'heures. Commençons avec l'âge. Il semble exister une relation négative entre l'élasticité-salaire et l'âge (tableau 4). L'important dans le tableau 4 n'est pas autant la différence dans les estimations entre les études, que la décroissance de l'élasticité-salaire avec l'âge pour chaque étude<sup>37</sup>. Ce résultat indique que les impôts pourraient modifier la composition d'âge des femmes au travail (Schultz, 1980). Cette relation négative peut être liée à des considérations de capital humain. Les travailleuses les plus jeunes ont un coût d'opportunité plus faible à se retirer du marché du travail, d'une part parce que le salaire perdu est généralement plus faible, d'autre part parce qu'elles peuvent plus facilement substituer les investissements en capital humain au travail immédiat. Une deuxième explication réside dans l'accumulation des pensions de retraite, qui se fait à un rythme plus rapide avec l'approche de la retraite.

---

37. Smith et Stelcner (1988) trouvent que la décision d'offre de travail des groupes de femmes plus âgées tend à être influencée par des variables non pécuniaires, telles la religion et la langue.

TABLEAU 4

ÉLASTICITÉS-SALAIRE NON COMPENSÉES DES FEMMES  
DÉCOMPOSÉES PAR GROUPE D'ÂGE

	20-34	35-54
Smith et Stelcner (1988)	0,149	0,028
Nakamura et Nakamura (1981) <sup>a</sup>	-0,317	-0,071
Nakamura et Nakamura (1981)	-0,320	-0,083
Schultz (1980)	0,056	0,013

NOTE : a. les résultats de cette étude sont des moyennes de groupes d'âge plus détaillés.

SOURCE : Compilation de l'auteur

On observe que l'offre de travail des groupes les mieux nantis est moins sensible aux impôts<sup>38</sup>. Une explication possible de ce phénomène est que, pour les familles à revenus élevés, le revenu salarial représente une portion moins importante du revenu total (Bourguignon, 1986). Une autre justification est que les personnes ayant des revenus élevés ont des bénéfices non pécuniaires plus importants (James, 1992). Une explication (technique) alternative est liée au calcul de la perte sèche des impôts : puisque, dans ce calcul, les salaires nets s'accroissent d'un pourcentage qui est indépendant de la classe de revenus, cette relation peut être attribuée à l'impôt forfaitaire, dont l'impact sur le revenu total est inversement proportionnel au niveau de revenu (Felteau, 1988). Toutefois, cette dernière explication n'explique pas pourquoi la même tendance existe pour les coefficients des salaires. Il serait intéressant de voir si cette relation ne joue pas un rôle dans l'explication de la moindre sensibilité de l'offre de travail des hommes aux impôts ; rappelons que, en moyenne, les hommes gagnent plus que les femmes, et de là, *ceteris paribus*, devraient être moins sensibles aux impôts (conformément à la tendance décrite ici).

Finalement, les impôts semblent influencer davantage les décisions de participation et d'offre de travail des travailleurs à temps plein, comparativement à ceux à temps partiel (Grift et Siegers, 1993; Blundell *et al.*, 1992; Cloutier, 1986). Seul Gustafsson (1992) trouve un effet substantiel chez les travailleurs à temps partiel.

38. Ce résultat est confirmé par Hausman (1981), Bourguignon (1986), Felteau (1988), Gerfin (1992), Blundell *et al.* (1992), Aaberge *et al.* (1995) et Baffoe-Bonnie (1995).

### 3.5 Discussion des résultats empiriques

On peut douter de la fiabilité des résultats empiriques à trois niveaux : leur robustesse, la difficulté d'imputer correctement les taux d'imposition marginaux, et la dérivation des élasticités sous une CB non linéaire.

*La robustesse des résultats.* Les résultats sont très sensibles aux méthodes d'estimation, aux hypothèses économiques et statistiques, aux instruments utilisés (Mroz, 1987) et aux variables explicatives individuelles (Apel, 1994) ; cette sensibilité est accentuée par les impôts (Feenberg et Rosen, 1983; Blundell, 1992). En vue de tester le degré de cette sensibilité, Mroz (1987) montre qu'en utilisant un même ensemble de données, l'ensemble des résultats trouvés dans la littérature peut être obtenu en faisant varier les hypothèses économiques et statistiques.

*L'estimation des taux d'imposition marginaux.* Il n'est pas suffisant de connaître les différentes règles fiscales afin d'estimer le taux marginal applicable à chaque individu. Les sources de difficultés sont nombreuses : a) les impôts peuvent varier entre les régions (Grift et Siegers, 1993), les impôts fédéraux ne représentant souvent qu'une petite partie des impôts totaux payés ; b) les travailleurs peuvent avoir le choix entre l'imposition jointe et l'imposition séparée (par exemple, États-Unis) ; dans de tels cas, il s'avère difficile de prédire le choix de l'individu ; c) des divergences entre les sommes dues et les sommes effectivement payées peuvent exister, en raison de l'évasion fiscale et de nombreuses échappatoires ; d) les erreurs de mesure des heures de travail sont, probablement, la source la plus importante de biais. L'utilisation de taux marginaux incorrects conduit à l'estimation de paramètres non convergents. Un remède possible est d'estimer une fonction de déduction, plutôt que d'utiliser les valeurs officielles (Bourguignon, 1986).

Bound *et al.* (1989) estiment que les mesures typiques des heures de travail contiennent des erreurs systématiques et que l'effet de ces erreurs est particulièrement important dans les modèles dynamiques d'offre de travail. Les taux de salaire et les heures travaillées sont autant de pauvres mesures du véritable salaire marginal qu'ils ne tiennent généralement pas compte de la complexité de certains schèmes de rémunération (Randolph et Rogers, 1995). De façon générale, lorsqu'une bonne partie de la variance des variables dépendantes de l'équation de salaires provient des erreurs de mesure, les prédictions de salaires sont convergentes, mais très inefficaces (Felteau, 1988).

Alors que les erreurs de mesure du salaire affectent la pente de la CB, les erreurs de mesure du revenu non salarial affectent la localisation verticale de la CB. Ce mouvement vertical de la CB implique aussi que la pente de la CB changera pour plusieurs points (heures de travail) sur l'axe horizontal. Le type d'erreur le plus dramatique semble être l'erreur de mesure du revenu non salarial imposable (Blomquist, 1996).

Un problème étroitement relié est celui concernant la connaissance exacte des individus de leur taux marginal d'imposition effectif. La complexité du système

d'imposition peut faire en sorte que la divergence entre le taux effectif et le taux perçu soit significative. Par exemple, Cloutier (1986) et König *et al.* (1995) trouvent que les individus tendent à sous-estimer leur taux marginal d'imposition. Par contre, Rosen (1976b), Nakamura et Nakamura (1981), Stelcner et Breslaw (1985) et Brännäs et Karlsson (1996) concluent que les individus ne sont pas sujets au phénomène d'illusion fiscale. König *et al.* (1995) trouvent qu'une meilleure connaissance du taux marginal est corrélée avec un niveau d'éducation et un revenu plus élevés.

*Les élasticités en présence de contraintes budgétaires non linéaires.* Lorsque la CB est non linéaire, la fonction d'heures n'est pas une représentation valide du comportement pour l'entièreté de la CB, n'étant pas définie pour les solutions de coin (Arrufat et Zabalza, 1986). Généralement, il est préférable de dériver les élasticités en utilisant des simulations stochastiques plutôt que des coefficients de régression (Zabalza, 1983). Néanmoins, bon nombre d'études continuent de calculer les élasticités selon les méthodes habituelles.

De plus, lorsque la CB est non linéaire, l'élasticité-salaire est très sensible au point où elle est évaluée (Blundell, 1992), et elle n'est valide que pour les mouvements locaux le long d'un segment budgétaire donné (Hausman, 1980; Triest, 1990). Ce qui implique que le modèle ne peut servir que pour simuler des changements mineurs dans les taux d'imposition. Hausman (1990) va encore plus loin, suggérant que les élasticités ne soient pas significatives en présence de non-linéarités, dans la mesure où des changements importants dans l'offre de travail peuvent résulter de changements fiscaux mineurs.

## CONCLUSION

En dépit du manque de robustesse des résultats empiriques, ils peuvent tout de même guider la politique économique, du moins qualitativement. Dans cette section, je vais analyser à la lumière des résultats discutés ci-dessus, de manière plutôt informelle, l'importance des impôts sur le revenu pour l'offre de travail et la différenciation fiscale basée sur le sexe.

*Les impôts sur le revenu comptent-ils vraiment ?* Les estimations les plus récentes indiquent l'existence d'un effet *désincitatif* non nul, mais négligeable, des impôts sur le revenu sur l'offre de travail et l'expérience américaine récente donne raison à ces résultats. Sept facteurs consolident l'idée que les impôts sur le revenu pourraient être d'une importance secondaire dans la détermination de l'offre de travail.

En premier lieu, Mroz (1987) trouve que les coefficients des salaires dans le modèle avec impôts se trouvent dans un intervalle de 1/5 de l'écart-type des coefficients dans le modèle sans impôts. On constate que l'effet des impôts sur les estimations est négligeable, surtout lorsque comparé aux autres sources potentielles de biais. Deuxièmement, on a vu que la prise en compte des contraintes sur les heures de travail réduit les coefficients estimés. Troisièmement, la

différenciation décroissante entre les hommes et les femmes implique que le goût des femmes devient, avec le temps, de plus en plus « biaisé » envers le marché du travail, indiquant que le comportement des femmes pourrait ressembler de plus en plus à celui -inélastique- des hommes. Quatrièmement, certaines hypothèses introduisent un biais positif sur les estimations : l'omission des allocations pour enfants, des impôts négatifs sur le revenu (qui sont en fait un coût fixe au travail), du fait que les employeurs établissent des salaires positivement corrélés avec les heures travaillées (voir section 1.5), et de l'endogénéité potentielle de la fécondité (Duraisamy, 1994). En cinquième lieu, les sondages montrent que la majorité des individus (autant que 75 %) ne considèrent pas les impôts sur le revenu comme un déterminant important de leur offre de travail (Calderwood et Webly, 1992). Sixièmement, lorsqu'on tient compte de toutes les composantes du système fiscal, on constate qu'il est à peine progressif, et, pour certaines tranches de revenu, proportionnel (Vermaeten *et al.*, 1994)<sup>39</sup> ; dans ce contexte, les impôts n'affectent que la participation, tandis que leur effet sur les heures de travail est secondaire. Finalement, puisque les heures de travail sont moins sensibles aux impôts que la décision de participation, et en faisant l'hypothèse que les travailleurs entrent sur le marché de travail plus facilement qu'ils ne le quittent<sup>40</sup>, les distorsions provoquées par les impôts devraient être moindres dans les pays où le taux de participation des femmes est plus élevé.

*Une imposition différenciée ?* Même en considérant que les impôts sur le revenu pourraient n'avoir qu'un effet secondaire sur l'offre de travail à long terme, les taux d'impôts relatifs entre hommes et femmes peuvent s'avérer importants. Le sens commun suggère que des taux d'impôt égaux pour les hommes et les femmes constituent une politique équitable. En fait, il existe plusieurs arguments en faveur de la taxation des femmes à un moindre taux. D'abord, la théorie de la taxation optimale nous apprend que le taux d'imposition sur le revenu doit varier inversement à l'élasticité-salaire. Toutefois, cet argument omet un fait important : même si la perte sèche pour les femmes est plus élevée en termes relatifs, elle est plus faible en termes absolus, puisque les hommes ont des taux marginaux plus élevés (van Soest *et al.*, 1990). En deuxième lieu, il est efficace de taxer les salariés ayant des effets de substitution croisés plus faibles à un taux plus bas (Boskin et Sheshinski, 1979). Or, les résultats empiriques montrent que les femmes ont des effets de substitution croisés plus petits (même si elles ont des effets croisés bruts plus élevés). En troisième lieu, il est optimal de taxer le travailleur dont les revenus sont moins variables à un taux plus élevé (Boskin et Sheshinski, 1979). Il est bien connu que les emplois masculins sont en moyenne plus stables que les emplois féminins, et que la participation des hommes est moins influencée par les facteurs conjoncturels. Quatrièmement, le taux d'imposition devrait être proportionnel à l'élasticité du revenu du gouvernement par

39. Vermaeten *et al.* (1994) analysent le système fiscal canadien, mais le résultat est valide de façon générale pour les pays industrialisés.

40. Voir section 1.5.

rapport à ce taux (Cigno, 1991:177). Or, l'élasticité du revenu du gouvernement par rapport au revenu des femmes est plus faible que l'élasticité par rapport au revenu des hommes, étant donné que les femmes contribuent moins aux revenus fiscaux. Finalement, baisser le taux relatif d'imposition des femmes peut être vu comme une mesure d'action positive<sup>41</sup>.

#### BIBLIOGRAPHIE

- AABERGE, R., DAGSVIK, J.K., et STRØM, S. (1995), «Labor Supply Responses and Welfare Effects of Tax Reforms», *Scandinavian Journal of Economics*, 97(4) : 635-59.
- APEL, M. (1994), *Essays on Taxation and Economic Behavior*, Thèse FILDR, Uppsala Universitet.
- APPS, P. (1991), «Tax Reform, Population Ageing and the Changing Labour Supply of Married Women», *Journal of Population Economics*, 4(3) : 210-16.
- ARONSSON, T., et WIKSTRÖM, M. (1994a), «Nonlinear Taxes in a Life-Cycle Consistent Model of Family Labour Supply», *Empirical Economics*, 19(1) : 1-17.
- ARONSSON, T., et WIKSTRÖM, M. (1994b), «Nonlinear Taxes in a Life-Cycle Consistent Model of Family Labour Supply: Erratum», *Empirical Economics*, 19(4) : 717-18.
- ARRUFAT, J.L., et ZABALZA, A. (1986), «Female Labor Supply with Taxation, Random Preferences, and Optimization Errors», *Econometrica*, 54(1) : 47-63.
- BAFFOE-BONNIE, J. (1995), «Negative Income Tax and Family Labor Supply in Canada», *Eastern Economic Journal*, 21(2) : 197-213.
- BECKER, G.S. (1976), *The Economic Approach to Human Behavior*, The University of Chicago Press, Chicago.
- BERNDT, E.K., HALL, B.H., HALL, R.E., et HAUSMAN, J.A. (1974), «Estimation and Inference in Nonlinear Structural Models», *Annals of Economic and Social Measurement*, 3(4) : 653-65.
- BLOMQUIST, N.S. (1986), «Nonlinear Taxes and the Intertemporal Allocation of Hours of Work», dans BLUNDELL, R., et WALKER, I. (eds.), *Unemployment, Search and Labour Supply*, Cambridge University Press, Cambridge.
- BLOMQUIST, N.S. (1993), «Interdependent Behavior and the Effect of Taxes», *Journal of Public Economics*, 51(2) : 211-18.
- BLOMQUIST, N.S. (1995), «Restrictions in Labor Supply Estimation: Is the MaCurdy Critique Correct?», *Economics Letters*, 47(3-4) : 229-35.
- BLOMQUIST, N.S. (1996), «Estimation Methods for Male Labor Supply Functions: How to Take Account of Nonlinear Taxes», *Journal of Econometrics*, 70(2) : 383-405.

---

41. Un corollaire est qu'une baisse généralisée des taux d'imposition –indépendamment des taux relatifs– pourrait aussi s'avérer une action favorable aux femmes.

- BLOMQUIST, N.S., et HANSSON-BRUSEUITZ, U. (1990), «The Effect of Taxes on Male and Female Labor Supply in Sweden», *Journal of Human Resources*, 25(3) : 317-57.
- BLUNDELL, R. (1992), «Labor Supply and Taxation: A Survey», *Fiscal Studies*, 13(3) : 15-40.
- BLUNDELL, R., DUNCAN, A., et MEGHIR, C. (1992), «Taxation in Empirical Labor Supply Models: Lone Mothers in the UK», *The Economic Journal*, 102(411) : 265-78.
- BLUNDELL, R., MEGHIR, C., SYMONS, E., et WALKER, I. (1988), «Labour Supply Specification and the Evaluation of Tax Reforms», *Journal of Public Economics*, 36 : 23-52.
- BOSKIN, M.J. (1974), «The Effects of Government Expenditures and Taxes on Female Labor», *American Economic Review (PP)*, 64(2) : 251-56.
- BOSKIN, M.J., et SHESHINSKI, E. (1979), *Optimal Tax Treatment of the Family: Married Couples*, Working Paper No 368, NBER, Cambridge, MA.
- BOSKIN, M.J. (1981), «Comment on Hausman, J.A.», dans ARRON, H.J., et PECHMAN, J.A. (eds.), *How Taxes Affect Economic Behavior*, The Brookings Institution, Washington, D.C.
- BOUND, J., BROWN, C., DUNCAN, G., et ROGERS, W. (1989), *Measurement Error in Cross-Sectional and Longitudinal Labor Market Surveys: Results from Two Validation Studies*, Working Paper No 2884, NBER, Cambridge, MA.
- BOURGUIGNON, F. (1986), «Female Participation and Taxation in France», dans BLUNDELL, R., et WALKER, I. (eds.), *Unemployment, Search and Labor Supply*, Cambridge University Press, Cambridge.
- BOURGUIGNON, F., et MAGNAC, T. (1990), «Labor Supply and Taxation in France», *Journal of Human Resources*, 25(3) : 358-89.
- BRÄNNÄS, K., et KARLSSON, N. (1996), «Estimating the Perceived Tax Scale within a Labor Supply Model», *Economics Letters*, 52 : 75-79.
- BUCHANAN, J.M. (1971), «The Backbending Supply Curve of Labor: an Example of Doctrinal Retrogression», *History of Political Economy*, 3(2) : 383-90.
- CALDERWOOD, G., et WEBLEY, P. (1992), «Who Responds to Changes in Taxation? The Relationship between Taxation and Incentive to Work», *Journal of Economic Psychology*, 13(4) : 735-48.
- CHIAPPORI, P.A. (1988), «Rational Household Labor Supply», *Econometrica*, 56(1) : 63-89.
- CIGNO, A. (1991), *Economics of the Family*, Clarendon Press, Oxford.
- COGAN, J.F. (1981), «Fixed Costs and Labor Supply», *Econometrica*, 49(4) : 945-63.
- CLOUTIER, E. (1986), *Taxes and the Labor Supply of Married Women in Canada*, Discussion Paper No 305, Economic Council of Canada.
- COLOMBINO, U., et DEL BOCA, D. (1990), «The Effect of Taxes on Labor Supply in Italy», *Journal of Human Resources*, 25(3) : 390-414.

- DICKENS, W., et LUNDBERG, S. (1993), «Hours Restrictions and Labor Supply», *International Economic Review*, 34(1) : 169-92.
- DURASAMY, M. (1994), «Women's Labour Supply: Methodological Issues and Sensitivity Analysis», *Journal of Quantitative Economics*, 10(2) : 273-92.
- EISSA, N. (1995), *Taxation and Labor Supply of Married Women: The Tax Reform Act of 1986 as a Natural Experiment*, Working paper No 5023, NBER, Cambridge, MA.
- FEENBERG, D.R., et ROSEN, H.S. (1983), «Alternative Tax Treatments of the Family: Simulation Methodology and Results», dans FELDSTEIN, M. (ed.), *Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Analysis*, The University of Chicago Press, Chicago.
- FELDSTEIN, M. (1995), «Behavioral Responses to Tax Rates: Evidence from the Tax Reform Act of 1986», *American Economic Review (PP)*, 85(2) : 170-74.
- FELTEAU, C. (1988), *The Econometrics of Nonlinear Budget Constraints as Applied to Family Labor Supply with Taxes*, Thèse de doctorat, University of California, L.A.
- FLOOD, L., et MACURDY, T. (1993), «Work Disincentive Effects of Taxes: An Impirical Analysis of Swedish Men», dans PLOSSER, C., et MELTZER, A. (eds.), *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, North-Holland, Amsterdam.
- GAHVARI, F. (1991), «Tax Rates, Labor Supply, and the Structure of Preferences», *Public Finance Quarterly*, 19(4) : 466-76.
- GERFIN, M. (1992), «Female Labor Supply, Income Taxes and Hours Restriction—An Empirical Analysis for Switzerland», *Schweiz Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 128(4) : 587-616.
- GRIFT, Y.K. (1988), «The Excess Burden of the Tax and Social Premium for Dutch Married Women», *De Economist*, 136(2) : 185-204.
- GRIFT, Y.K., et SIEGERS, J.J. (1993), «Supply Determinants of Part-Time Work of Dutch Married Women: The Influence of Taxes and Social Premiums», *Applied Economics*, 25(9) : 1153-60.
- GUSTAFSSON, S. (1992), «Separate Taxation and Married Women's Labor Supply: A Comparison of West Germany and Sweden», *Journal of Population Economics*, 5(1) : 61-85.
- HAUSMAN, J.A. (1980), «The Effect of Wages, Taxes, and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation», *Journal of Public Economics*, 14 : 161-94.
- HAUSMAN, J.A. (1981), «Labor Supply», dans ARRON, H.J., et PECHMAN, J.A. (eds.), *How Taxes Affect Economic Behavior*, The Brookings Institution, Washington, D.C.
- HAUSMAN, J.A. (1985a), «Taxes and Labor Supply», dans AUERBACH, A.J., et FELDSTEIN, M. (eds.), *Handbook of Public Economics*, North-Holland, Amsterdam, Vol. 1.

- HAUSMAN, J.A. (1985b), «The Econometrics of Nonlinear Budget Sets», *Econometrica*, 53(6) : 1255-82.
- HAUSMAN, J.A., et RUUD, P. (1984), «Family Labor Supply with Taxes», *American Economic Review*, 74(2) : 242-48.
- HECKMAN, J.J. (1980), «Sample Selection Bias as a Specification Error», dans SMITH, J.P. (ed.), *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.
- HOTZ, V.J., et MILLER, R. (1988), «An Empirical Analysis of Life Cycle Fertility and Female Labor Supply», *Econometrica*, 56(1) : 91-119
- JAMES, S. (1992), «Taxation and Female Participation», *Journal of Economic Psychology*, 13(4) : 715-34.
- KAHN, S., et LANG, K. (1996), «Hours Constraints and the Wage/Hours Locus», *Canadian Journal of Economics*, 29 : S71-75.
- KILLINGSWORTH, M.R. (1983), *Labor Supply*, Cambridge University Press, Cambridge, Ch.6.
- KILLINGSWORTH, M.R., et HECKMAN, J.J. (1986), «Female Labor Supply: A Survey», dans ASHENFELTER, O., et LAYARD, R. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, Vol. 1.
- KÖNIG, H., LAISNEY, F., LECHNER, M., et POHLMEIER W. (1995), «Tax Illusion and Labour Supply of Married Women: Evidence from German Data», *Kyklos*, 48(3) : 347-68.
- LAISNEY, F., LECHNER, M., VAN SOEST, A., et WAGENHALS, G. (1993), «A Life Cycle Labour Supply Model with Taxes Estimated on German Panel Data: The Case of Parallel Preferences», *The Economic and Social Review*, 24(4) : 335-68.
- LEIBOWITZ, A., et KLERMAN, J.A. (1995), «Explaining Changes in Married Mother's Employment over Time», *Demography*, 32(3) : 365-78.
- LEUTHOLD, J.H. (1978a), «The Effect of Taxation on the Hours Worked by Married Women», *Industrial and Labor Relations Review*, 31(4) : 520-26.
- LEUTHOLD, J.H. (1978b), «The Effect of Taxation on the Probability of Labor Force Participation by Married Women», *Public Finance*, 33(3) : 280-94.
- LEUTHOLD, J.H. (1979), «Taxes and the Two-Earner Family: Impact on the Work Decision», *Public Finance Quarterly*, 7(2) : 147-61.
- LUNDBERG, S.J. (1986), *Labor Supply of Husbands and Wives: A Simultaneous Equations Approach*, Discussion Paper No 86-3, University of Washington.
- MACRAE, C.D., et YEZER, A.M.J. (1976), «The Personal Income Tax and Family Labor Supply», *Southern Economic Journal*, 43(1) : 783-92.
- MACURDY, T.E. (1983), «A Simple Scheme for Estimating an Intertemporal Model of Labor Supply and Consumption in the Presence of Taxes and Uncertainty», *International Economic Review*, 24(2) : 265-89.
- MACURDY, T., GREEN, D., et PAARSH, H. (1990), «Assessing Empirical Approaches for Analysing Taxes and Labor Supply», *Journal of Human Resources*, 25(3) : 415-90.

- MOFFITT, R. (1986), «The Econometrics of Piecewise-Linear Budget Constraints: A Survey and Exposition of the Maximum Likelihood Method», *Journal of Business and Economic Statistics*, 4(3) : 317-28.
- MROZ, T.A. (1987), «The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to Economic and Statistical Assumptions», *Econometrica*, 55(4) : 765-800.
- NAKAMURA, A., NAKAMURA, M., et CULLEN, D. (1979), «Job Opportunities, the Offered Wage, and the Labor Supply of Married Women», *American Economic Review*, 69(5) : 787-805.
- NAKAMURA, A., et NAKAMURA, M. (1981), «A Comparison of the Labor Force Behavior of Married Women in the United States and Canada, with Special Attention to the Impact of Income Taxes», *Econometrica*, 49(2) : 451-90.
- NAKAMURA, A., et NAKAMURA, M. (1983), «Part-Time and Full-Time Work Behavior of Married Women: A Model with a Doubly Truncated Dependent Variable», *Canadian Journal of Economics*, 16(2) : 229-57.
- PALIVOS, T., et YIP, C.K. (1995), «Taxation, Labor Supply, and Savings: An Intertemporal Analysis», *Rivista Internazionale di Scienze Economiche e Commerciali*, 42(1-2) : 57-67.
- PENCAVEL, J. (1986), «Labor Supply of Men», dans ASHENFELTER, O., et LAYARD, R. (eds.), *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Amsterdam, Vol. 1.
- QUESTER, A.O. (1977), «The Effect of the Tax Structure on the Labor Market Behavior of Wives», *Journal of Economics and Business*, 29(3) : 171-80.
- RANDOLPH, W.C., et ROGERS, D.L. (1995), «The Implications for Tax Policy of Uncertainty about Labor Supply and Savings Responses», *National Tax Journal*, 48(3) : 429-46.
- ROBINSON, C., et TOMES, N. (1981), «Family Labour Supply and Fertility: A Two-Regime Model», *Canadian Journal of Economics*, 15(4) : 706-734.
- ROBINSON, C., et TOMES, N. (1985), «More on the Labor Supply of Canadian Women», *Canadian Journal of Economics*, 18 (1) : 156-63.
- ROSEN, H.S. (1976a), «Taxes in a Labor Supply Model with Joint Wage Hours Determination», *Econometrica*, 44(3) : 485-508.
- ROSEN, H.S. (1976b), «Tax Illusion and the Labor Supply of Married Women», *The Review of Economics and Statistics*, 58(2) : 167-72.
- ROSEN, H.S. (1980), «What Is Labor Supply and Do Taxes Affect It?», *American Economic Review*, 70(2) : 171-76.
- ROSEN, S. (1996), «Public Employment and the Welfare State in Sweden», *Journal of Economic Literature*, 34(2) : 729-40.
- SCHETTKAT, R. (1989), «The Impact of Taxes on Female Labour Supply», *International Review of Applied Economics*, 3(1) : 1-24.
- SCHULTZ, T.P. (1980), «Estimating Labor Supply Functions for Married Women», dans SMITH, J.P. (ed.), *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey.

- SLEMROD, J. (1992), «Do Taxes Matter? Lessons from the 1980's», *American Economic Review (PP)*, 82(2) : 250-56.
- SMITH, N. (1995), «A Panel Study of Labour Supply and Taxes in Denmark», *Applied Economics*, 27(5) : 419-29.
- SMITH, J.B., et STELCNER, M. (1985), *Labor Supply of Married Women in Canada: Nonconvex Budget Constraints and the CES Utility Function*, Working Paper, Concordia University.
- SMITH, J.B., et STELCNER, M. (1988), «Labour Supply of Married Women in Canada», *Canadian Journal of Economics*, 21(4) : 857-70.
- STELCNER, M., et BRESLAW, J. (1985), «Income Taxes and the Labor Supply of Married Women in Quebec», *Southern Economic Journal*, 51(4) : 1053-72.
- STRØM, S., et WAGENHALS, G. (1991), «Female Labour Supply in the Federal Republic», *Jahrbücher für Nationalök und Statistik*, 208(6) : 575-95.
- TRIEST, R.K. (1990), «The Effect of Income Taxation on Labor Supply in the United States», *The Journal of Human Resources*, 25(3) : 491-516.
- TRIEST, R.K. (1992), «The Effect of Income Taxation on Labor Supply when Deductions are Endogenous», *Review of Economics and Statistics*, 74(1) : 91-99.
- VAN DER KLAUW, W. (1996), «Female Labour Supply and Marital Status Decisions: A Life-Cycle Model», *Review of Economics and Statistics*, 63(2) : 199-235.
- VAN SOEST, A. (1995), «Structural Models of Family Labor Supply: A Discrete Choice Approach», *The Journal of Human Resources*, 30(1) : 63-88.
- VAN SOEST, A., WOITTEZ, I., et KAPTEYN, A. (1990), «Labor Supply, Income Taxes and Hours Restrictions in the Netherlands», *Journal of Human Resources*, 25(3) : 517-58.
- VERMAETEN, F., GILLESPIE, I., et VERMAETEN, A. (1994), «Tax Incidence in Canada», *Canadian Tax Journal*, 42(2) : 348-416.
- WALES, T.J., et WOODLAND, A.D. (1979), «Labour Supply and Progressive Taxes», *Review of Economic Studies*, 46(1) : 83-95.
- YATCHEW, A.J. (1985), «Labor Supply in the Presence of Taxes: An Alternative Specification», *Review of Economics and Statistics*, 67(1) : 27-33.
- ZABALZA, A. (1983), «The CES Utility Function, Nonlinear Budget Constraints and Labor Supply: Results on Female Participation and Hours», *Economic Journal*, 93(37) : 312-30.
- ZABEL, J.E. (1993), «The Relationship between Hours of Work and Labor Force Participation in Four Models of Labor Supply Behavior», *Journal of Labor Economics*, 11(2) : 387-416.