

Université de Montréal

LA PRODUCTION DOMESTIQUE ET LES CONTRAINTES
INSTITUTIONNELLES: UNE ANALYSE DE L'OFFRE DE
TRAVAIL DES FEMMES MARIÉES

par

Emile Allie
Département de sciences économiques
Faculté des arts et sciences

Thèse présentée à la Faculté des études supérieures
en vue de l'obtention du grade de
Philosophiae Doctor (Ph.D)
en sciences économiques

Novembre 1987

© Emile Allie, 1987

Je remercie mon directeur de thèse, Robert Lacroix, et les autres membres de mon jury de thèse, Lise Salvas, Bernard Fortin et Claude Montmarquette, pour leurs commentaires qui ont aidé à améliorer la présentation de cette thèse.

Je remercie Estelle Plamondon qui a dactylographié plusieurs versions de cette thèse ainsi que le personnel du C.R.D.E. qui a pris la relève avec efficacité et diligence. Je dois aussi souligner les encouragements de la responsable des graphiques: Odette Rochefort.

TABLE DES MATIÈRES

	Page
SOMMAIRE	vii
CHAPITRE 1 - LE FIL CONDUCTEUR	1
1.1 Introduction	1
1.2 La production domestique	1
1.3 Les contraintes institutionnelles	3
1.4 Les données	3
1.5 Le modèle économétrique d'offre de travail	5
1.6 Les résultats	7
CHAPITRE 2 - LE MODÈLE D'ALLOCATION DU TEMPS À UNE PÉRIODE .	9
2.1 Introduction	9
2.2 Le modèle	13
2.3 L'examen de certaines conditions de premier ordre de la maximisation de l'utilité	16
2.4 Le salaire de réserve	19
2.5 Les liens entre le cadre conceptuel et les aspects empiriques	26
CHAPITRE 3 - LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE D'OFFRE DE TRAVAIL: SPÉCIFICATION ET STRATÉGIE D'ESTIMATION	27
3.1 Introduction	27
3.2 Les taxes et les transferts	29
3.3 Les heures types de travail	33
3.4 Les équations du modèle	44
3.4.1 Le salaire de marché	44
3.4.2 Le salaire de réserve et la probabilité de ne pas participer au marché du travail au cours de l'année	48

TABLE DES MATIÈRES (suite)

	Page
3.4.3 Les heures offertes et les heures types	49
3.4.4 Les heures de réserve et la probabilité de ne pas travailler au cours de la semaine de référence	51
3.4.5 Les semaines offertes par an et l'intensité de la participation au cours de l'année	52
3.5 Méthodologie d'estimation	53
CHAPITRE 4 - LES RÉSULTATS	61
4.1 Introduction	61
4.2 Les heures de réserve	62
4.3 Le salaire de réserve	66
4.4 Le salaire de marché	70
4.5 Les heures hebdomadaires	74
4.6 Les semaines annuelles de travail	80
4.7 Synthèse et conclusion	85
4.7.1 Le salaire de réserve	85
4.7.2 Le temps de travail	87
4.7.3 L'hypothèse de déséquilibre	90
4.7.4 Conclusion	91

TABLE DES MATIÈRES (suite)

	Page
ANNEXES:	
Annexe 1	93
1.1 L'utilisation de plus d'une année d'échantillon ..	93
1.2 Procédure d'échantillonnage à 1/5 des <u>Enquêtes sur</u> <u>les finances des consommateurs</u> de <u>Statistique</u> Canada	95
Annexe 2	97
2.1 Les conditions de premier ordre de la maximisation de l'utilité	97
2.2 Analyse du salaire du réserve	103
Annexe 3	107
3.1 Description des programmes sociaux et de l'impôt sur le revenu, 1971 et 1973	107
3.2 Taxes, transferts et la spécification empirique de l'offre de travail	113
3.3 Les signes attendus des paramètres	122
3.4 Illustration de la spécification des heures sous l'hypothèse de déséquilibre	132
Annexe 4	136
4.1 Salaire de réserve - forme réduite	136
4.2 Salaire de réserve avec taxation	136
4.3 Logarithme du salaire - forme réduite	137
4.4 Logarithme du salaire de marché - forme standard .	138
4.5 Logarithme du salaire de marché - hypothèse de déséquilibre	139
4.6 Heures de réserve - forme réduite	140
4.7 Heures hebdomadaires - forme réduite	140

TABLE DES MATIÈRES (suite)

	Page
4.8 Heures hebdomadaires - forme standard	141
4.9 Heures hebdomadaires - hypothèses de déséquilibre	142
4.10 Elasticités salaire et revenus des expériences de revenu minimum garanti	143
4.11 Probabilité de ne pas participer au cours de l'année	144
4.12 Probabilité de ne pas participer au cours de la semaine de référence	145
4.13 Intensité de la participation au cours de l'année	145
BIBLIOGRAPHIE	146

LISTE DES TABLEAUX

	Page
2.1 Temps disponible, temps de travail, temps de production domestique et temps de surplus par semaine	9
3.1 Définition des symboles du modèle	45
4.1 Les heures de réserve	64
4.2 Moyenne des heures de réserve selon le statut de participation au marché du travail au cours de l'année ..	65
4.3 Le salaire de réserve	67
4.4 Valeur moyenne du salaire de réserve selon le statut de participation au marché du travail au cours de l'année	69
4.5 Le logarithme du salaire de marché	72
4.6 Les heures hebdomadaires	75
4.7 Les élasticités de salaire net et de revenus dans l'équation des heures, version déséquilibre	79
4.8 Les heures offertes selon l'hypothèse d'équilibre ou de déséquilibre aux heures types	79
4.9 Semaines annuelles de travail	81
4.10 Les élasticités de salaire net et de revenus dans l'équation des semaines	83
4.11 Semaines moyennes calculées selon le statut de participation au marché du travail	84
4.12 Mesure des élasticités de l'offre de travail	89

LISTE DES GRAPHIQUES

	Page
3.1 Les heures de travail des femmes mariées par profes- sion (semaine de référence)	34
A. Cadre et professionnelle	
B. Col blanc	
C. Col bleu et col vert	
3.2 Les heures types et l'équilibre du marché du travail.	38
3.3 Déséquilibre de l'offre de travail à temps plein	39
3.4 Le régime "take-it or leave-it"	41

SOMMAIRE

Deux hypothèses sont à la base de cette thèse. La première suppose que les contraintes de production domestique associées à la composition d'une unité familiale sont un important facteur de réduction de l'offre de travail. Pour comprendre comment agissent les contraintes de production domestique sur l'espace des choix des consommateurs, nous avons développé un modèle d'allocation du temps où nous maintenons la distinction entre le travail, le loisir et la production domestique. Ce modèle est une généralisation des travaux de Becker (1965), Lancaster (1966) et Gronau (1973, 1977). Nous y définissons l'utilité comme une fonction d'activités qui nécessitent des biens et du temps. Les biens peuvent être de production domestique ou achetés sur le marché. La fonction d'utilité est maximisée sous une contrainte budgétaire qui incorpore les taxes et les transferts. Une particularité de notre modèle est de considérer le travail comme une activité qui procure de l'utilité au même titre qu'assister à une pièce de théâtre ou consommer un repas.

Un résultat inédit de cette façon de poser le problème de la décision d'offre de travail est l'observation d'un arbitrage entre le salaire net et l'utilité marginale du temps consacré au travail. Cet arbitrage rend plus diffuse la relation empirique entre le salaire et l'offre de travail. Par ailleurs, en nous servant de ce cadre d'analyse, nous avons développé une mesure du salaire de réserve.¹ Ainsi, son niveau dépend des taxes, des transferts et des coûts indirects de travail associés à la substitution de la production domestique par des biens marchands lorsque le temps de travail augmente.

¹ Le salaire de réserve est celui pour lequel une personne est tout juste indifférente entre travailler et ne pas travailler.

En distinguant deux mesures de l'offre de travail: les heures par semaines et les semaines par an, nous sommes confrontés à deux types de contraintes institutionnelles. La première est la durée de l'année: elle empêche d'observer des phénomènes qui peuvent durer plus d'une année, mais ne constitue pas une contrainte à l'offre de travail. La seconde est l'existence des heures hebdomadaires types² dans les entreprises. Ceci nous amène à formuler la seconde hypothèse à la base de notre thèse. Celle-ci présume que les personnes travaillant les heures types seraient en situation de déséquilibre. De l'analyse de cette hypothèse, nous concluons que les personnes travaillant les heures types recevraient une rémunération supérieure à leur salaire de marché.

Afin de vérifier ces hypothèses, nous avons retenu un groupe particulièrement sensible à des changements de prix relatifs et de politiques: les femmes mariées. Nous avons choisi l'échantillon des femmes mariées du Québec des Enquêtes sur les finances des consommateurs de Statistique Canada de 1971 et 1973. Deux raisons justifient ce choix. Premièrement, ce sont les deux seules années disponibles de cette enquête qui nous permettent d'évaluer le salaire de marché, tout en utilisant un concept homogène au niveau des heures de travail. Deuxièmement, cela permet d'isoler les effets de la conjoncture économique sur les différents paramètres et de solutionner de sérieux problèmes de multicolinéarité résultant de l'utilisation d'une seule année d'observation.

Le modèle économétrique de l'offre de travail est peu influencé par le modèle théorique de l'allocation du temps. Le seul élément original est la spécification du salaire de réserve. Par ailleurs, en distinguant entre les heures par semaines et les semaines par ans nous pouvons examiner la décision de participer au marché du travail sous trois angles:

² Les heures types peuvent être grossièrement assimilées au temps plein.

- . la décision de participer au marché du travail au cours de l'année. Celle-ci dépend de l'écart entre le salaire de marché et le salaire de réserve,
- . la décision de participer au marché du travail au cours de la semaine de référence. Celle-ci résulte de l'écart entre les heures offertes et les heures de réserve. Les heures de réserve sont les heures de travail offertes au salaire de réserve,
- . l'intensité de la participation au marché du travail au cours de l'année.

Ainsi, avec l'hypothèse de déséquilibre pour les personnes travaillant les heures types, notre modèle comporte six équations:

- . les heures de réserve,
- . le salaire de réserve,
- . le salaire de marché,
- . les heures offertes,
- . les heures types,
- . les semaines annuelles.

Les paramètres des taxes et des transferts sont évalués en linéarisant la contrainte budgétaire. Avant tout, ce choix s'explique parce que nos données ne respectent pas les hypothèses à la base des travaux de Heckman et MaCurdy (1981) et de Burtless et Hausman (1978).

Notre procédure d'estimation pour évaluer les différentes équations du modèle économétrique comporte deux étapes. En premier lieu, nous évaluons les variables endogènes en forme réduite. Les valeurs calculées sont ensuite utilisées dans les différentes équations où ces variables apparaissent.

L'ensemble des résultats confirme l'hypothèse que les contraintes de production domestique principalement associées à la présence d'enfants en bas âge, sont un important facteur de réduction de l'offre de travail. Nous observons que le niveau des heures de réserve dépend surtout des contraintes d'accès au marché du travail, dont les contraintes de production domestique associées à la composition de l'unité familiale. Par ailleurs, l'équation de salaire de réserve montre que les coûts indirects de la participation au marché du travail croissent jusqu'à 30 heures de travail puis décroissent. De plus, une hausse de 1 000 \$ des transferts fait augmenter le salaire de réserve de 7 %. Enfin, soulignons que les paramètres du salaire net dans les équations des heures offertes et des semaines ne sont pas significativement différents de zéro pour un test à 5 %. L'ensemble de ces résultats tend à confirmer les résultats théoriques du modèle d'allocation du temps.

L'évaluation de l'hypothèse de déséquilibre pour les personnes travaillant les heures types montre que nous ne pouvons rejeter cette hypothèse. Par contre, les résultats de l'équation de salaire de marché ne supportent pas la conclusion que les personnes travaillant les heures types ont une rémunération supérieure.

CHAPITRE 1
LE FIL CONDUCTEUR

1.1 INTRODUCTION

Deux hypothèses sont à la base de cette thèse. Nous supposons que les contraintes de production domestique et les contraintes institutionnelles sont d'importants facteurs de réduction de l'offre de travail. La vérification de ces hypothèses s'articule autour de trois chapitres. Nous présentons ici les liens organiques existant entre ces chapitres. C'est ainsi que nous abordons les questions de la production domestique et des contraintes institutionnelles respectivement aux sections 1.2 et 1.3.

Nous exposons à la section 1.4, les raisons de notre choix des femmes mariées comme population servant à tester nos hypothèses et des deux années retenues: 1971 et 1973.

À la section 1.5, nous présentons brièvement le modèle économétrique, la méthodologie d'estimation et à la section 1.6, les principaux résultats des estimations.

1.2 LA PRODUCTION DOMESTIQUE

Une des hypothèses à la base de cette thèse suppose que les contraintes de production domestique associées à la composition d'une unité familiale¹ sont un important facteur de réduction de l'offre de travail.

La composition d'un ménage détermine simultanément ses besoins et ses ressources. Généralement, si la dimension monétaire est considérée, le temps est souvent un aspect négligé des ressources

¹ Sur le cycle de vie, la composition de l'unité familiale est endogène. Cependant, au cours d'une période, celle-ci est donnée et affecte l'espace des choix de la consommatrice.

et des contraintes d'un ménage. Une contrainte particulièrement importante est le niveau de production domestique que nécessite la présence d'enfants. Plus ceux-ci sont en bas âge, plus le fardeau de la production domestique qu'ils requièrent repose sur les parents. Cela influence le temps disponible pour participer au marché du travail. Pour comprendre comment agissent les contraintes de production domestique sur l'espace des choix des consommateurs, il nous apparaissait important de maintenir la distinction entre le travail, le loisir et la production domestique dans un modèle d'allocation du temps. Celui que nous développons au chapitre 2 est une généralisation des modèles de Becker (1965), Lancaster (1966) et Gronau (1973, 1977). Nous y définissons l'utilité comme une fonction d'activités qui nécessitent des biens et du temps. Les biens peuvent être de production domestique ou achetés sur le marché. La fonction d'utilité est maximisée sous une contrainte budgétaire qui incorpore les taxes et les transferts.

Une particularité de notre modèle est de considérer le travail comme une activité. Ceci a pour effet d'intégrer les coûts du travail en biens et en temps dans les décisions d'offre de travail. L'analyse des conditions de la maximisation de l'utilité, à la section 2.3, permet de dégager un résultat intéressant. On observe qu'il existe un arbitrage entre le salaire net et l'utilité marginale du temps de travail. Cet arbitrage rend plus diffuse la relation empirique entre le salaire net et l'offre de travail.

Par ailleurs, notre modèle sert de cadre de référence au développement de la mesure du salaire de réserve.² À la section 2.4, nous approchons son évaluation par le biais d'une analyse de statique comparative des revenus généralisés.³ Nous y avons

² Salaire de réserve: salaire pour lequel une personne est tout juste indifférente entre travailler et ne pas travailler.

³ Le revenu généralisé est égal à la valeur du temps plus les revenus d'autres sources que le travail.

incorporé les taxes et les transferts en tenant compte des complications du réel. Cette approche nous a permis de dégager une spécification théorique du salaire de réserve. Son niveau dépend des paramètres des taxes et des transferts et, pour une large part, des coûts indirects de travail associés à la substitution de la production domestique lorsque le temps de travail augmente.

1.3 LES CONTRAINTES INSTITUTIONNELLES

Au chapitre 3, nous distinguons deux mesures de l'offre de travail: les semaines par an et les heures par semaine. Cela nous renvoie à deux contraintes institutionnelles. La première est liée à la durée de l'année civile, ce qui limite notre capacité à observer des phénomènes pouvant s'échelonner sur plusieurs années, mais ne constitue pas une contrainte à l'offre de travail. La seconde est l'existence d'heures types⁴ de travail dans les entreprises. Cette contrainte nous a amenés à formuler l'hypothèse que les personnes travaillant les heures types sont en situation de déséquilibre. À la section 3.3, l'analyse de cette hypothèse nous porte à conclure que les personnes travaillant les heures types reçoivent une rémunération supérieure à leur salaire de marché.

1.4 LES DONNÉES

Afin de vérifier ces hypothèses, nous avons retenu un groupe particulièrement sensible à des changements de prix relatifs et de politiques: les femmes mariées. En effet, nous avons observé une augmentation marquée du taux de participation des femmes mariées vers le milieu des années 60. Parallèlement, nous avons assisté à des modifications de technologies de production

⁴ Les heures types peuvent être grossièrement assimilées au temps plein. Il s'agit cependant d'un concept différent.

domestique et à une réduction de la taille des familles qui ont diminué les contraintes de production domestique et libéré du temps pour le travail. Par ailleurs, la loi de l'Assurance-chômage de 1971 est devenue généreuse en termes de conditions d'éligibilité aux prestations. Il a pu en résulter une augmentation fulgurante du taux de participation au marché du travail des femmes mariées.⁵

Nous utiliserons l'échantillon des femmes mariées du Québec des Enquêtes sur les finances des consommateurs⁶ de Statistique Canada des années 1971 et 1973 pour estimer notre modèle. Deux raisons justifient ce choix: premièrement, ce sont les deux seules années de cette enquête permettant d'obtenir une mesure du salaire de marché, tout en utilisant un concept homogène au niveau des heures de travail; deuxièmement, l'utilisation de plus d'une année permet d'isoler les effets de la conjoncture économique sur les différents paramètres estimés et de solutionner de sérieux problèmes de multicolinéarité⁷ résultant de l'emploi d'une seule année d'observation. En effet, on remarque qu'entre 1971 et 1973, la situation économique au Québec s'est sensiblement modifiée. Les prix⁸ ont augmenté de 10,7 %, l'emploi est passé de 2,39 millions à

⁵ Statistique Canada, Historical Labor Force Statistics - Actual Data, Seasonal Factors, Seasonally Adjusted Data, 1982, Ottawa.

⁶ On retrouvera la description de la méthodologie d'échantillonnage dans le manuel accompagnant les micro-données de chacune des années.

⁷ Voir la discussion à l'Annexe 1.1. Soulignons que, pour des raisons de coûts et de temps d'exécution, nous avons limité la taille de l'échantillon à 1/5, lorsque les procédures d'estimation étaient non linéaires. On trouvera à l'Annexe 1.2 une description détaillée de la procédure de sélection de cet échantillon.

⁸ Bureau de la statistique du Québec, Annuaire statistique du Québec, 1975-1976.

2,54 millions de travailleurs et le taux de chômage a diminué de 8,2 % à 7,4 %. Pendant ce temps, le taux de participation des femmes au marché du travail s'est accru de 34,6 % à 36,6 % et, malgré une diminution du taux de chômage de l'ensemble de la population, le taux de chômage des femmes a augmenté de 5,9 % à 6,4 %. Ces changements macroéconomiques jouent sur les diverses dimensions de l'offre de travail. En distinguant les années d'observation, nous pouvons isoler l'incidence de ces changements sur les paramètres estimés.⁹

1.5 LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE D'OFFRE DE TRAVAIL

Le modèle théorique de l'allocation du temps que nous développons au chapitre 2 a peu d'influence sur la spécification économétrique de l'offre de travail au chapitre 3. Il permet cependant de dégager une spécification originale du salaire de réserve.

Par ailleurs, en distinguant entre les semaines par an et les heures par semaines, nous pouvons examiner la décision de participer au marché du travail sous trois formes:

- . La décision de participer au marché du travail au cours de l'année. Celle-ci dépend de l'écart entre le salaire de réserve et le salaire de marché.

⁹ Killingsworth (1983) souligne que les différences entre les bases de données sont un des principaux facteurs expliquant la variabilité des paramètres estimés.

- . La décision de participer au marché du travail au cours de la semaine de référence.¹⁰ Celle-ci résulte de l'écart entre les heures de réserve et les heures offertes aux cours d'une semaine.
- . L'intensité de la participation au marché du travail au cours de l'année.

Avec l'hypothèse de déséquilibre pour les personnes travaillant les heures types, nous avons six équations que nous présentons à la section 3.4:

- . les heures de réserve,
- . le salaire de réserve,
- . le salaire de marché,
- . les heures offertes,
- . les heures types,
- . les semaines annuelles.

Les paramètres des taxes et des transferts sont évalués en linéarisant la contrainte budgétaire. Les raisons de ce choix méthodologique sont exposées à la section 3.2.

Notre procédure¹¹ d'estimation pour évaluer les différentes équations du modèle économétrique est présentée à la

¹⁰ La semaine de référence est la seconde semaine d'avril de l'année suivant celle sur laquelle porte l'Enquête sur les finances des consommateurs.

¹¹ Nous avons utilisé d'autres procédures dont certaines avec estimation par maximum de vraisemblance de l'ensemble des équations du modèle ou de la seule estimation du modèle de déséquilibre des heures. Toutes ces procédures sont extrêmement coûteuses. De plus, l'estimation de l'équation des heures sous l'hypothèse de déséquilibre ne nous assure pas que la fonction de vraisemblance a, même localement, toutes les propriétés requises pour assurer la convergence.

section 3.5. Elle comporte deux étapes. En premier lieu, nous évaluons les variables endogènes sous leur forme réduite; les valeurs calculées sont ensuite utilisées dans les différentes équations où ces variables apparaissent. Cette approche permet de limiter les biais de simultanéité résultant de la taxation et des termes d'erreurs non-indépendantes entre les différentes équations.

1.6 LES RÉSULTATS

Les résultats des estimations du modèle économétrique d'offre de travail sont présentés au chapitre 4. L'ensemble des résultats confirme l'hypothèse que les contraintes de production domestique, principalement associées à la présence d'enfants en bas âge, sont un important facteur de réduction de l'offre de travail.

Nous observons que le niveau des heures de réserve dépend principalement des contraintes d'accès au marché du travail, dont les contraintes de production domestique associées à la composition de l'unité familiale. Par ailleurs, les résultats de l'équation de salaire de réserve montrent que la substitution de la production domestique atteindrait un niveau limite d'environ 30 heures de travail par semaine. Ce résultat est à mettre en parallèle avec les 31,5 heures offertes lorsque les femmes mariées sont sans enfant, habitant une ville de plus de 30 000 habitants. La spécification théorique du salaire de réserve met aussi en lumière le rôle des taxes et des transferts. C'est principalement le niveau des transferts qui influence celui du salaire de réserve. Une hausse de 1 000 \$ des transferts augmente le salaire de réserve de 7 %. Enfin, soulignons que les paramètres du salaire net des équations des heures offertes et des semaines ne sont pas significativement différents de zéro pour un test à 5 %. L'ensemble de ces résultats tend à confirmer les résultats théoriques du modèle d'allocation du temps.

L'évaluation de l'hypothèse de déséquilibre pour les personnes travaillant les heures types montre que nous ne pouvons rejeter cette hypothèse. Par contre, les résultats de l'équation des salaires ne supportent pas la conclusion que les personnes travaillant les heures types ont une rémunération supérieure.

Le chapitre 4 se termine par une brève synthèse des résultats théoriques et empiriques.

CHAPITRE 2
LE MODÈLE D'ALLOCATION DU TEMPS À UNE PÉRIODE

2.1 INTRODUCTION

La composition d'un ménage détermine simultanément ses besoins et ses ressources. Si la dimension monétaire est généralement considérée, le temps est souvent une composante négligée des ressources et des contraintes d'un ménage.

Une contrainte particulièrement importante est le niveau de production domestique que nécessite la présence des enfants. Nous pouvons illustrer cette situation à l'aide du tableau 2.1. En utilisant des données d'une étude budget-temps, Claire Vickery (1977) a calculé qu'un adulte dispose de 87 heures par semaine¹ et qu'une personne qui travaille à temps plein consacre 49 heures au travail.

Tableau 2.1

**Temps disponible, temps de travail,
temps de production domestique et temps de surplus par semaine**

Type de temps	Temps disponible (1)	Temps de travail (2)	Temps de production domestique (3)	Surplus de temps t_s (1-2-3)
2 adultes:				
- aucun enfant	174	98	43	33
- 1 enfant	174	98	52	24
- 2-3 enfants	174	98	66	10
- 4-5 enfants	174	98	68	8
- 6 enfants	174	98	74	2

Source: Vickery (1977).

¹ Un adulte consacre en moyenne, par jour, 7,6 heures au sommeil, 0,3 heure au repas, 1,2 heure à manger, 1,1 heure aux soins personnels et 10 heures de loisir par semaine.

Ainsi, deux adultes sans enfant disposent de 33 heures de surplus et consacrent 43 heures à la production domestique. Plus le nombre d'enfants augmente, plus le niveau de production domestique requis augmente. Cela se traduit, pour une famille de six enfants, par 74 heures consacrées à la production domestique et seulement deux heures de surplus.

Au cours d'une période, la composition d'une unité familiale est déterminée. Cependant, celle-ci influence, par le niveau de production domestique qu'elle requiert, le temps disponible au travail. Cela est particulièrement vrai pour les enfants en bas âge qui dépendent entièrement des parents pour la nourriture, l'habillement, la propreté et les jeux. En vieillissant, les enfants sont en mesure d'assumer une part croissante de la production domestique qu'ils nécessitent. La présence d'enfants en bas âge serait donc un important facteur de réduction de la participation au marché du travail.

Pour comprendre comment agissent les contraintes de production domestique sur l'espace des choix des consommateurs, il nous apparaît important de maintenir la distinction entre le travail, le loisir et la production domestique dans un modèle d'allocation du temps. Si presque tous les modèles d'allocation du temps font cette distinction, celle entre les temps de loisir et de production domestique s'estompe très rapidement. Deux hypothèses sont habituellement avancées pour justifier leur agrégation:

1. Les deux éléments varient dans le même sens lorsqu'il y a des changements dans l'environnement socio-économique.
2. Ils satisfont au théorème des biens composites (leur prix relatif est constant).

Pour Gronau (1977), ces deux hypothèses sont suspectes, puisque des études de budget-temps ont montré que les temps de loisir et de production domestique ne varient pas dans le même sens lorsque l'environnement socio-économique change. La distinction loisir-production domestique est cependant difficile à faire à cause de cas frontières. Est-ce que jouer avec un enfant est du loisir ou de la production domestique? "An intuitive distinction between work at home ... and leisure ... is that work at home (like work in the market) is something one would rather have somebody else do for one ... while it would be almost impossible to enjoy leisure through a surrogate" (Gronau, 1977).

Certains modèles d'allocation du temps, tels ceux développés par Becker (1965) et Lancaster (1966), utilisent une fonction d'utilité qui dépend des biens et services composites. Cependant, dans ces modèles, les technologies de production domestique et de consommation sont assimilées dans une même relation technologique², sans distinction explicite entre les temps de consommation et les temps de production domestique. La technologie de consommation est la façon d'assembler les biens marchands et le temps de consommation pour produire des biens composites (par exemple, un repas). Pour sa part, Gronau (1977) fait la distinction entre les biens produits à la maison et les biens achetés sur le marché. Il identifie une technologie de production domestique mais n'introduit pas explicitement une technologie de consommation, quoiqu'il en soulève la possibilité lorsqu'il discute d'une généralisation de son modèle.

² On connaît peu les processus par lesquels le temps de production domestique est transformé en consommation finale [Pollak et Wachter (1974), Landsberger et Passy (1973)]. Cependant, les travaux basés sur la distinction travail-loisir-production domestique peuvent dégager des indications importantes pour l'allocation du temps et principalement pour la décision de participer au marché du travail. Pour sa part, Killingsworth (1983) considère qu'une telle distinction s'avère peu pratique pour l'analyse de l'offre de travail.

Le modèle d'allocation du temps que nous développons à la section 2.2 se veut une synthèse des travaux de Becker (1965), Lancaster (1966) et Gronau (1973, 1977). Dans ce modèle, la fonction d'utilité dépend des activités qui nécessitent des biens et du temps. Les biens peuvent être de production domestique ou achetés sur le marché. La fonction d'utilité est maximisée sous une contrainte budgétaire qui incorpore, dans une forme simple, les taxes et les transferts; ce que ne font pas les auteurs cités plus haut.

Une particularité de notre modèle est que nous considérons le travail comme une activité. Cela permet d'intégrer les coûts du travail en biens et en temps dans le cadre des décisions d'offre de travail. À la section 2.3, l'analyse des conditions de la maximisation de l'utilité permet de dégager un arbitrage entre le salaire net et l'utilité marginale du temps consacré au travail. Cet arbitrage rend plus diffuse la relation empirique entre le salaire et le temps de travail.

Le modèle d'allocation du temps sert de cadre de référence au développement de la mesure du salaire de réserve³, à la section 2.4. Nous abordons son évaluation par le biais d'une analyse de statique comparative des revenus généralisés⁴ où les taxes et les transferts sont incorporés en tenant compte des complications du

³ Le salaire de réserve est défini comme le taux de salaire pour lequel une personne sera tout juste indifférente entre travailler et ne pas travailler. L'approche retenue par Heckman et MaCurdy (1980), Burtless et Hausman (1978), et Cogan (1980) est de considérer le salaire de réserve comme un paramètre à évaluer. Il peut varier selon les individus ou en fonction des coûts de travail mais aucun de ces auteurs n'a cherché à expliquer le niveau du salaire de réserve. D'autres ont opté pour une approche plus pragmatique et évaluent les paramètres du salaire de réserve (forme réduite) à partir des paramètres estimés pour la probabilité de participer au marché du travail et le salaire de marché.

⁴ Le revenu généralisé est égal à la valeur du temps et aux revenus d'autres sources que le travail.

réel. Cette façon de poser le problème met en évidence le rôle des taxes et des transferts dans la détermination du salaire de réserve. De plus, cette approche nous permet d'isoler une composante des coûts de travail négligée par Cogan (1980), les coûts indirects de travail qui proviennent de la substitution de la production marchande à la production domestique et du temps de loisir sacrifié. Ces coûts sont directement reliés à la structure de l'unité familiale et, par conséquent, aux contraintes de production domestique.

Nous terminons ce chapitre en établissant le lien entre le cadre conceptuel que nous allons développer et les aspects empiriques de cette thèse.

2.2 LE MODÈLE⁵

Nous pouvons poser que les personnes ne retirent pas directement de l'utilité des biens (X_i , $i=1, \dots, N$), mais plutôt via des biens composites (Z_j , $j=1, \dots, M$) caractérisés à un instant donné par la technologie de consommation des biens marchands. En d'autres mots, l'utilité ne dépend pas directement des biens et services marchands, mais de la façon dont ils sont combinés (par exemple, dans un repas) et du lieu où ils sont consommés. Leur combinaison dépend, à un instant et en un lieu donné, de facteurs socio-culturels auxquels nous associons la technologie de consommation des biens marchands.

La fonction d'utilité peut s'écrire:

$$U = U(Z). \quad (2.1)$$

⁵ La formulation du problème suppose un continuum dans l'espace des choix où le seul élément qui distinguerait deux éléments semblables est la distance de ceux-ci à un centre de consommation (le lieu où la personne habite). Cela permet de discuter de certains aspects des problèmes de localisation des individus dans l'espace, du choix d'un emploi, etc. Toutefois, si on s'intéresse à ces questions, la formulation retenue est inadéquate et on devrait plutôt spécifier un espace de choix discontinu.

La technologie de consommation produisant le bien composite, Z_j , dépend des biens, X_i , et du temps de consommation (ou de loisir), t_j^c .

$$Z_j = Z_j(X, t_j^c) \quad j = 1, \dots, M. \quad (2.2)$$

L'activité travail est représentée par l'indice M et on notera t_M^c le temps consacré au travail et t^M le temps de travail rémunéré.

On peut distinguer les biens X_i , selon qu'ils sont achetés sur le marché (\tilde{X}) ou produits à la maison (X^H).

$$X_i = \tilde{X}_i + X_i^H. \quad i = 1, \dots, N. \quad (2.3)$$

L'équation (2.3) nous dit que les biens produits sur le marché et ceux produits à la maison sont de parfaits substituts. Si on se situe à un niveau suffisamment agrégé des biens et services, cette hypothèse ne pose pas de très graves problèmes. Si, par contre, on se situe à un niveau relativement désagrégé, la spécification de la technologie de production domestique serait plus adéquatement représentée par une technologie de production à la Léontief que par celle retenue en (2.4), où les biens produits à la maison demandent des biens marchands et du temps.

$$X_i^H = X_i^H(\tilde{X}, t_i^H) \quad i = 1, \dots, N. \quad (2.4)$$

Par substitution de (2.2), (2.3) et (2.4) dans (2.1), la fonction d'utilité s'écrit:

$$U = v(\tilde{X}, t^H, t^c).$$

Avec cette fonction d'utilité, seraient alors confondues les techniques de production domestique, de consommation et les caractéristiques de la fonction d'utilité de l'individu. Dans l'analyse de

l'allocation du temps en situation de certitude, il importe, dans un premier temps, de maintenir ces distinctions conceptuelles et la possibilité d'examiner les conditions du déplacement de la production domestique vers des biens achetés sur le marché, et les changements de la technique de consommation.

La maximisation de l'utilité est contrainte par le revenu (Y). Celui-ci provient de la rémunération (W), du temps consacré au travail marchand (t^M), des revenus d'autres sources que le travail (A) et des transferts nets du gouvernement G(.).

$$Y = W t^M + A + G(W t^M, A). \quad (2.5)$$

La fonction G(.) est le résultat net des transferts sociaux, des contributions aux programmes sociaux et de la taxation sur le revenu. En conséquence, G(.) ne définit pas nécessairement une contrainte budgétaire convexe, puisque les interactions entre les programmes induisent des discontinuités dans la contrainte budgétaire.

Les revenus sont alloués à l'achat de biens marchands et à l'épargne, S. À court terme, la quantité de certains biens marchands peut être fixée et on peut regarder l'épargne comme étant un bien spécial ayant cette propriété.

$$Y = P' \tilde{X} + S, \quad (2.6)$$

où P' désigne le vecteur transposé des prix des biens marchands.

Le temps est aussi une ressource rare de la personne. Une première contrainte est que le temps consacré au loisir, à la production domestique et au travail est égal au temps maximum disponible (T).

$$T = T^c + T^H, \quad (2.7)$$

$$\text{où } T^c = \sum_{j=1}^M t_j^c \quad \text{et} \quad T^H = \sum_{i=1}^N t_i^H.$$

On doit noter que $T_m^c < T$, car une personne doit se donner un certain niveau minimum de services domestiques (\underline{t}), tel le sommeil. On peut supposer aussi un temps maximum pour la production domestique (\bar{t}).

$$\bar{t} > t^H > \underline{t}. \quad (2.8)$$

2.3 L'EXAMEN DE CERTAINES CONDITIONS DE PREMIER ORDRE DE LA MAXIMISATION DE L'UTILITÉ⁶

Soit:

$$\lambda_M = \frac{\partial U}{\partial t^M} = \text{l'utilité marginale de l'activité de travail};$$

$$\lambda_j = \frac{\partial U}{\partial Z_j} = \text{l'utilité marginale de l'activité de consommation } j;$$

$$\lambda_Y = \frac{\partial U}{\partial Y} = \text{l'utilité marginale du revenu};$$

$$\lambda_T = \frac{\partial U}{\partial T} = \text{l'utilité marginale du temps};$$

$$\phi_i = \frac{\partial U}{\partial X_i^H} = \text{l'utilité marginale de la production domestique du bien } i;$$

$$\Omega_i = \frac{\lambda_M}{\lambda_Y} \frac{\partial Z}{\partial t^M} = \text{la valeur de la productivité marginale du temps dans l'activité de travail};$$

Z_{jt} = la productivité marginale du temps dans l'activité de consommation j ;

⁶ Voir l'Annexe 2.1 pour l'examen complet des conditions de premier ordre de la maximisation de l'utilité.

$X_t^{H_i}$ = la productivité marginale du temps dans la production domestique du bien i .

\tilde{W} = le salaire marginal net des taxes et cotisations sociales.

Dans le cadre d'un tel modèle, un premier résultat de la maximisation de l'utilité est: lorsqu'une personne travaille, l'utilité marginale du temps est égale à la somme de l'utilité marginale de l'activité de travail plus l'utilité marginale du revenu marginal généré par le temps de travail marginal. On remarquera que le terme Ω constitue la mesure de la valeur de la productivité marginale du travail.

$$\lambda_T = \lambda_Y(\Omega + \tilde{W}). \quad (2.9)$$

Le ratio λ_T/λ_Y définit le taux marginal de substitution du temps comme étant un revenu; nous appellerons donc ce ratio, π_t , le prix du temps.

$$\pi_t = \Omega + \tilde{W}.$$

Cette expression nous montre qu'il existe un arbitrage entre le salaire et la valeur de l'utilité marginale du temps de travail. Ainsi, le lien entre l'offre de travail et le salaire net est faible comparé à celui observé lorsque les modèles ne font pas l'hypothèse que la personne retire de l'utilité des activités de travail. Dans de tels modèles, le prix du temps est égal au salaire marginal net sans possibilité d'arbitrage,

$$\pi_t = \tilde{W}.$$

Un second résultat est que le temps non payé, consacré à l'activité de travail, a un coût d'opportunité égal au coût d'opportunité du temps (l'utilité marginale du temps),

$$\lambda_j Z_{jt} = \lambda_T \cdot \quad (2.10)$$

Lorsque nous examinons les conditions de la production domestique des biens, nous obtenons un ensemble de résultats. Premièrement, l'utilité marginale du temps consacré à la production domestique du bien i , $(\phi_i X_j^H i)$ est égale au coût d'opportunité du temps (en l'absence de solution de coin).

$$\phi_i X_j^H i = \lambda_T \cdot \quad (2.11)$$

Deuxièmement, de l'équation (2.3), nous savons que les biens marchands sont de parfaits substituts aux biens produits à la maison. Si des biens sont achetés sur le marché, ils le seront jusqu'à ce que l'utilité marginale de ce bien soit égale à l'utilité marginale du revenu qui doit être consacrée à l'achat de ce bien.

$$\phi_i = \lambda_y P_i \cdot \quad (2.12)$$

Par contre, la production domestique marginale du bien i nécessite le recours à un ensemble d'intrants et à du temps de production domestique qui sont utilisés à leur productivité marginale.

$$dX_i = \sum_{k=1}^M X_k^H i dX_k^H i + X_t^H i dt_t^H i \cdot \quad (2.13)$$

En multipliant (2.13) par $\phi_i / (\lambda_Y dX_i)$ et en y substituant (2.11) et (2.12), nous obtenons:

$$P_i = \sum_{k=1}^M P_k \frac{dX_k^i}{dX_i^k} + \pi_t \frac{dt^i}{dX_i} \quad (2.14)$$

Ainsi un bien sera produit à la maison jusqu'à ce que le prix du marché de ce bien soit égal à la somme des coûts unitaires en intrant, $\sum_{k=1}^n P_k dX_k^i / dX_i^k$, et des coûts unitaires en temps. Comme le prix du temps s'accroît avec l'augmentation du temps consacré au travail⁷, une participation accrue au marché du travail se traduira par une diminution de la production domestique de certains biens et par la substitution de ceux-ci par des biens marchands. À la section suivante, nous considérons la valeur totale du panier de biens comme un des coûts indirects de la participation au marché du travail.

2.4 LE SALAIRE DE RÉSERVE

Le salaire de réserve résulte d'une analyse de statique comparative. Au niveau de l'utilité, pour une personne qui ne travaille pas et qui reçoit le maximum de transferts du programme de

⁷ Dans les modèles où on ne considère pas l'utilité de l'activité travail, le prix du temps augmente nécessairement avec le temps de travail car le prix du temps augmente comme le salaire net,

$$\frac{\delta}{\delta t^M} \left[\frac{\lambda_T}{\lambda_Y} \right] = \frac{\delta \tilde{w}}{\delta t^M}.$$

Dans notre modèle, nous considérons le travail comme une activité de laquelle le consommateur retire de l'utilité. Alors pour que $\frac{\delta}{\delta t^M} \left[\frac{\lambda_T}{\lambda_Y} \right] > 0$, il suffit que le numérateur soit positif. En dérivant l'équation (7) de l'annexe 2.2 par rapport au temps de travail, et après quelques manipulations, nous obtenons que le numérateur est positif si:

$$\lambda_Y \frac{\delta \tilde{w}}{\delta t^M} > \lambda_M \frac{M}{\lambda_Y} \frac{\delta \lambda}{\delta t^M} - M \frac{\delta \lambda}{\delta t^M} + \lambda_M \frac{\delta M}{\delta t}.$$

revenu minimum garanti, nous nous demandons quel est le salaire qui devrait inciter cette personne à travailler, tout en ne changeant pas son niveau d'utilité et en tenant compte des coûts directs et indirects de travail. Afin de répondre à cette question, nous utilisons le concept de revenu généralisé.

Le revenu généralisé

Soit:

Y^* = le revenu généralisé;

T^{C*} = le temps de consommation net du temps consacré au travail;

T^C = le temps de consommation incluant le temps de travail non rémunéré;

t^H = le temps de production domestique;

t_m^c = le temps consacré à l'activité de travail, et

t^M = le temps de travail rémunéré;

π = la valeur du temps.

Alors le revenu généralisé est égal à la valeur des temps plus les revenus d'autres sources que le travail.

$$Y^* = \pi T^C + \pi T^H + \pi t^M + G(.) + A , \quad (2.15)$$

où $G(.)$ est la valeur des transferts nets et A les revenus de capitaux.

Pour obtenir une mesure consistante du revenu généralisé, nous devons faire l'hypothèse que le salaire marginal net est linéarisé autour du salaire net. Nous devons corriger $G(.)$ pour tenir compte du fait que seulement une partie du revenu est taxée au taux marginal. Nous analyserons donc la décision de participer au marché du travail en utilisant une forme fonctionnelle de $G(.)$ qui se rapproche du système de transferts et de taxation existant et qui inclura cet ajustement. Nous faisons aussi l'hypothèse que les revenus d'autres sources que le travail sont exclusivement des revenus de transferts ($A = 0$). L'analyse des salaires de réserve n'est pas très affectée par cette dernière hypothèse⁸.

Soit:

G^* = le revenu minimum garanti⁹;

D = la déduction fixe applicable au revenu de travail;

τ = la déduction proportionnelle au revenu de travail;

θ_i = le revenu bornant une classe de taxation;

g_i^* = le taux marginal de taxation des revenus compris entre θ_i et θ_{i+1} .

⁸ Voir Allie et Lefebvre (1983).

⁹ G^* et D varient selon la composition de l'unité familiale.

Si on définit le programme de transfert comme étant:

$$G_1(Wt^M) = \delta_1 G^* + \delta_2 (D - (1 - \tau) Wt^M), \quad (2.16)$$

$$\delta_1 = \delta_1(Wt^M) = \begin{cases} 1 & \text{si } 0 \leq Wt^M \leq \frac{G^* + D}{1 - \tau}, \\ 0 & 0 \text{ sinon,} \end{cases} \quad (2.17)$$

$$\delta_2 = \delta_2(Wt^M) = \begin{cases} 1 & \text{si } \frac{D}{1 - \tau} \leq Wt^M \leq \frac{G^* + D}{1 - \tau} \\ 0 & 0 \text{ sinon,} \end{cases} \quad (2.18)$$

et le système de taxation comme étant:

$$G_2(Wt^M) = g_i Wt^M - \xi_i \quad \text{si } \theta_i \leq Wt^M \leq \theta_{i+1}, \quad (2.19)$$

pour $i = 1, \dots, n,$

$$\xi_i = \theta_i g_i - \sum_{p=1}^i g_p (\theta_{p+1} - \theta_p),^{10}$$

avec

$$\theta_0 = \theta_1 = 0,$$

et

$$g_0 = g_1 = 0.$$

On peut donc écrire $G(\cdot)$, corrigé pour la taxation marginale, comme étant:

$$G(Wt^M) = G_1(Wt^M) + G_2(Wt^M), \quad (2.20)$$

$$= \delta_1 G^* + \delta_2 D + \xi_i - \{\delta_2(1 - \tau) + g_i\} Wt^M,$$

pour $i=1, \dots, n.$

¹⁰ À l'annexe 3.2, ξ_i est calculée selon une autre procédure qui incorpore la perte possible de la prestation maximum du programme de transferts. Les deux concepts ne sont donc pas tout à fait similaires.

Évaluation du salaire de réserve

Lorsqu'une personne ne travaille pas, son revenu généralisé est:

$$Y_0^* = \pi_0 T_0^c + \pi_0 T_0^H + G^* \quad (2.21)$$

Lorsqu'elle travaille, celui-ci est:

$$Y_k^* = \pi_k T_k^c + \pi_k T_k^H + \pi_k t_k^M + \delta_{1k} G^* + \delta_{2k} D + \varepsilon_k \quad (2.22.1)$$

Cette expression peut s'écrire:¹¹

$$Y_k^* = \pi_k T_k^c + \pi_k T_k^H + \Omega_k t_k^M + (1 - \delta_{2k} (1 - \tau) - g_k) W t_k^M + \delta_{1k} G^* + \delta_{2k} D + \varepsilon_k \quad (2.22.2)$$

Puisque le prix du temps augmente avec le temps consacré au travail, nous avons donc $Y_k^* \geq Y_0^*$. L'écart entre ces revenus généralisés, pour un même niveau d'utilité, doit être égal à l'écart dans la valeur des biens marchands achetés sur le marché $P'(\tilde{X}_k - \tilde{X}_0)$.

Ainsi,

$$Y_k^* - Y_0^* = P'(\tilde{X}_k - \tilde{X}_0) \quad (2.23)$$

¹¹

$\Omega = \frac{\lambda_m z_t^m}{\lambda_y}$ où $\lambda_m z_t^m$ est la variation de l'utilité marginale du temps résultant de la productivité marginale au travail et λ_y est l'utilité marginale du revenu.

On définit W_R , le salaire de réserve, comme étant le salaire permettant cet équilibre. Celui-ci s'écrit:

$$W_R = \frac{P' (\tilde{X}_k - \tilde{X}_0) + (V_0 - V_k) - \Omega_k t^* - \delta_{2k} D + (1 - \delta_{1k}) G^* - \xi_k}{(1 - \delta_{2k}(1 - \tau) - g_k) t^*} \quad (2.24)$$

où $V_0 = \pi_0 T_0^C + \pi_0 T_0^H$ et $V_k = \pi_k T_k^C + \pi_k T_0^H$.

Dans l'écart de la valeur des paniers de biens entre les deux situations, une partie des biens nouvellement achetés constitue des dépenses directement reliées au travail, $P' \tilde{X}^M$. Une seconde partie provient de la substitution rendue nécessaire de biens produits à la maison par des biens marchands, $P' \tilde{X}^*$.

Donc:

$$P' \tilde{X}_k - P' \tilde{X}_0 = P' \tilde{X}^M - P' \tilde{X}^* \quad (2.25)$$

Par ailleurs, pour un même niveau d'utilité, la valeur du temps de loisir et de production domestique, V_0 , lorsqu'une personne ne travaille pas, devrait tout juste égaler son correspondant lorsque la personne travaille, V_k , plus la valeur de l'utilité du temps consacré au travail.

$$V_0 = V_k + \Omega_k t^* \quad (2.26)$$

De plus, lorsqu'une personne commence à travailler, la valeur du temps croît et une partie de la production domestique doit cesser parce qu'elle commence à devenir trop dispendieuse par rapport à sa valeur de marché. Comme on peut anticiper que la

substitution de la production domestique pour des biens marchands n'est pas constante avec le temps consacré au travail mais croît plutôt proportionnellement, nous pouvons écrire:

$$P' \tilde{X} = \gamma_0 + \gamma_1 t_k^M + \gamma_2 t_k^{M^2}, \quad (2.27)$$

où γ_0 représente des coûts fixes de substitution de la production domestique, γ_1 et γ_2 des coûts croissant linéairement et selon le carré du temps consacré au travail rémunéré.

De la même façon, nous pouvons considérer que les dépenses directement reliées au travail comprennent une partie fixe et une partie proportionnelle au revenu brut de travail,

$$P' \tilde{X}^M = C + BW t_k^M. \quad (2.28)$$

En substituant (2.25), (2.26), (2.27) et (2.28) dans (2.24), nous obtenons que le salaire de réserve¹² peut s'écrire:

$$W_r = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 t_k^M + \gamma_2 t_k^{M^2} + C + (1-\delta_{1k})G^* - \delta_{2k}D - \xi_k}{(1-\delta_{2k}(1-\tau) - g_k - B) t_k^M} \quad (2.29)$$

L'équation 2.29 montre que le salaire de réserve dépend des heures de réserve qui sont les heures de travail offertes au salaire de réserve. Les heures de réserve sont en partie déterminées par les contraintes de production domestique associées à la composition de l'unité familiale. Avec la participation au marché du travail, nous observons une substitution de la production domestique par des biens marchands. Les coûts de cette substitution augmentent avec les

¹² L'analyse de l'expression (2.29) se retrouve à l'Annexe 2.2.

heures de réserve. Par ailleurs, on observe généralement que les paramètres des taxes et des transferts varient avec la composition de l'unité familiale.

La spécification du salaire de réserve nous apprend que plus le niveau des prestations maximum du programme de transferts est élevé, plus le taux d'exemption des revenus est faible, plus le taux marginale de taxation est élevé, plus le salaire de réserve est élevé. Les paramètres des taxes et transferts sont donc d'importants déterminants du niveau du salaire de réserve.

2.5 LES LIENS ENTRE LE CADRE CONCEPTUEL ET LES ASPECTS EMPIRIQUES

Le modèle d'allocation du temps que nous avons développé constitue le cadre d'interprétation de nos résultats. C'est ainsi que nous évaluerons l'impact de la présence d'enfants en bas âge sur les différentes équations du modèle empirique par rapport à l'hypothèse que la présence d'enfants en bas âge est un important facteur de réduction de la participation au marché du travail.

Par ailleurs, l'analyse des conditions de la maximisation de l'utilité nous révèle que le lien entre le salaire net et l'offre de travail est diffus. Nous pourrions vérifier ce résultat théorique en examinant le niveau de signification des paramètres du salaire net dans les équations d'offre de travail du modèle empirique.

Enfin, le modèle d'allocation du temps a permis d'établir une spécification théorique du salaire de réserve. Celle-ci peut être facilement opérationnalisée au niveau empirique. Nous serons alors en mesure de vérifier l'importance des contraintes de production domestique dans la détermination du niveau du salaire de réserve, de même que le rôle des taxes et transferts.

CHAPITRE 3
LE MODÈLE ÉCONOMÉTRIQUE D'OFFRE DE TRAVAIL:
SPÉCIFICATION ET STRATÉGIE D'ESTIMATION

3.1 INTRODUCTION

Nous distinguons deux mesures de l'offre de travail: les heures par semaines et les semaines par an. Chacune de ces mesures réfère à des dimensions différentes de l'offre de travail. Les semaines nous indiquent l'intensité de la participation au marché du travail. Par contre, les heures hebdomadaires nous renseignent sur les décisions de travail à temps partiel, à temps plein ou plus qu'à temps plein (surtemps ou second emploi). Ces mesures de l'offre de travail sont associées à des contraintes institutionnelles: la durée de l'année civile et les heures types¹ de travail au cours d'une semaine.

En retenant l'année civile comme base d'observation, nous limitons notre capacité à observer les processus d'offre de travail qui sont essentiellement des processus dynamiques. La durée d'un cycle d'emploi ou de non-emploi peut largement excéder la période d'observation qui est l'année civile. Ainsi, les personnes qui n'ont pas travaillé au cours de l'année et celles ayant participé toute l'année sont observées au cours d'un cycle qui n'est pas terminé. Par ailleurs, les personnes ayant travaillé moins que toute l'année peuvent avoir terminé un cycle de travail au cours de l'année, débuté un cycle de travail au cours de l'année ou avoir connu plus d'un cycle au cours de l'année. L'observation du nombre de semaines travaillées au cours de l'année est une approximation de la durée

¹ Une définition sommaire des heures types est l'intervalle des heures standards de travail habituellement pratiquées par les entreprises.

d'un cycle de travail. La distribution des semaines de travail est tronquée pour la non-participation au marché du travail et pour la durée de l'année (52 semaines). Une façon de tenir compte de ces limites est de retenir les seules personnes ayant travaillé moins que toute l'année et de corriger la spécification économétrique pour cette double sélection des observations. Une alternative est de considérer l'ensemble de la population en évaluant l'intensité de la participation au marché du travail en proportion des semaines travaillées au cours de l'année.

Par ailleurs, la contrainte institutionnelle des heures types nous a amenés à poser l'hypothèse que les personnes travaillant les heures types seraient en situation de déséquilibre. Nous discuterons de cette hypothèse à la section 3.3. Cela donne des équations à deux états pour le salaire de marché et les heures hebdomadaires.

En établissant la distinction entre les heures hebdomadaires et les semaines annuelles, nous pouvons examiner la décision de participer au marché du travail sous trois formes:

- une personne ne participe pas au marché du travail au cours de l'année si le salaire de réserve est supérieur au salaire de marché,
- une personne ne participe pas au marché du travail au cours de la semaine de référence si les heures de réserve sont supérieures aux heures offertes,

et

- l'intensité de la participation au marché du travail.

L'indicateur de la participation au marché du travail au cours de la semaine de référence est particulièrement important car il nous permet d'évaluer les heures de réserve. Nous avons vu au chapitre précédent que le salaire de réserve dépend des heures de réserve.

Ainsi, notre modèle comporte:

- six équations:
 - . le salaire de réserve (section 3.4.1),
 - . le salaire de marché (section 3.4.2),
 - . les heures de réserve (section 3.4.4),
 - . les heures offertes (section 3.4.3),
 - . les heures types (section 3.4.3),
 - . les semaines annuelles (section 3.4.5);

- trois indicateurs de la participation au marché du travail qui sont essentiellement des étapes intermédiaires à l'estimation des équations du modèle:
 - . la probabilité de ne pas participer au marché du travail au cours de l'année (section 3.4.2),
 - . la probabilité de ne pas participer au marché du travail au cours de la semaine de référence (section 3.4.4),
 - . l'intensité de la participation au marché du travail au cours de l'année (section 3.4.5);

- et une fonction de calcul des paramètres des taxes et transferts. Nous expliquerons à la section 3.2 les raisons de ce choix méthodologique. Nous terminerons ce chapitre par une présentation de la stratégie d'estimation.

3.2 LES TAXES ET LES TRANSFERTS

Dans la littérature récente, les solutions principalement retenues pour déterminer le taux marginal de taxation et la valeur de la compensation monétaire sont celles proposées par Heckman et

MaCurdy (1980) et Burtless et Hausman (1978). Il importe de retenir que ces solutions reposent sur des processus qui endogénéisent la détermination de ces aspects de la taxation.

La solution de Heckman et MaCurdy (1980) est basée sur l'estimation des heures annuelles de travail à l'aide d'une probit ordonnée dépendant du taux de salaire net. Une hypothèse cruciale est que le taux de salaire est observé sans erreur. Dans notre cas, cette hypothèse ne peut être respectée car le taux de salaire est une variable construite à partir des observations du revenu annuel, des semaines de travail et des heures de travail pendant la semaine de référence.

Pour leur part, Burtless et Hausman (1978) estiment les paramètres de la fonction d'utilité indirecte pour des heures annuelles de travail. Comme le soulignent Heckman et MaCurdy (1980), ils n'ont pas tenu compte des cas où le salaire n'est pas observé et, par conséquent, les paramètres estimés sont biaisés. De plus, les erreurs d'observation sur les heures et les variables non observables servant à expliquer le comportement d'offre de travail peuvent ne pas être indépendantes. Enfin, ils soulignent que les résultats dépendent de façon cruciale de la fonction d'utilité indirecte retenue.

Ces deux solutions utilisent les heures annuelles de travail, comme mesure de l'offre de travail. Nous l'avons scindée en deux composantes: les semaines par an et les heures par semaine. Il est théoriquement possible d'incorporer ces dimensions de l'offre de travail aux solutions de Heckman et MaCurdy (1980) ou de Burtless et Hausman (1978). Cependant, comme nous l'avons mentionné plus haut, la solution de Heckman et MaCurdy (1980) est inapplicable à cause du non-respect de l'hypothèse de salaire de marché observé sans erreur. Par contre, la solution de Burtless et Hausman (1978) serait potentiellement applicable. Il faudrait alors, contrairement à ces

derniers, établir directement la fonction d'utilité et dégager la fonction d'utilité indirecte correspondante. Si c'est la voie qui a été retenue dans les travaux récents, nous nous en sommes écartés pour plusieurs raisons.

Premièrement, ces travaux sont basés sur l'utilisation des taux légaux. Or, comme le mentionnent Kurz (1974) et Barr et Hall (1975), il peut exister des différences entre l'unité récipiendaire et l'unité familiale. De plus, les revenus peuvent être incorrectement déclarés ou sous-déclarés (Sproule, 1979).

Deuxièmement, notre modèle d'offre de travail incorpore dans les processus de décision d'offre de travail les contraintes institutionnelles. Il est théoriquement possible de considérer ces contraintes dans le processus de maximisation de l'utilité indirecte. Avant d'aborder une telle étape, une approche plus pragmatique consiste à vérifier empiriquement, à l'aide d'une spécification plus classique, l'importance de ces contraintes dans le processus de décision d'offre de travail. Par ailleurs, une solution qui incorporerait les éléments que nous avons mentionnés (heures, semaines, contraintes institutionnelles) pourrait s'avérer extrêmement sensible au choix de la spécification de la fonction d'utilité.

Pour ces raisons, nous avons retenu une approche plus classique qui repose sur la linéarisation de la contrainte budgétaire autour du revenu potentiel ou du revenu de réserve². Nous évaluons le taux marginal de taxation et la valeur de la compensation monétaire à partir des caractéristiques des programmes suivants³:

² Le revenu annuel potentiel est le produit des valeurs calculées du salaire et des heures hebdomadaires sur une année. Le revenu annuel de réserve est le produit des valeurs calculées du salaire de réserve et des heures de réserve sur une année.

³ On trouvera une brève description des programmes à l'Annexe 3.1.

- l'assurance-chômage;
- le régime des rentes du Québec;
- l'impôt sur le revenu des particuliers du Québec et du Canada;
- les cotisations à l'assurance-maladie;
- le programme d'aide sociale.

Nous présentons à l'Annexe 3.2 la procédure de calcul pour évaluer le taux marginal de taxation et la valeur de la compensation monétaire pour des programmes de taxes et de transferts s'approchant des caractéristiques de fonctionnement des programmes mentionnés plus haut. Nous montrons qu'en présence d'un programme de transferts (tel l'aide sociale), il est inadéquat de considérer le revenu du mari et les revenus d'autres sources pour décrire la position de départ de la contrainte budgétaire, comme les études empiriques sur l'offre de travail des femmes mariées le font généralement. Cette position de départ est plutôt une fonction de ces revenus et de la valeur de la prestation maximale du programme de transferts.

Soulignons la possibilité d'un écart entre la contrainte budgétaire effective et la contrainte budgétaire évaluée au revenu potentiel. Les principales raisons en sont:

- i) L'unité familiale et l'unité récipiendaire considérées par les différents programmes d'impôt et les cotisations sociales peuvent différer.
- ii) Les personnes font de l'évasion fiscale en sous-déclarant leurs revenus d'autres sources que le travail, les revenus de travail ou en ne déclarant pas adéquatement la composition de l'unité familiale.
- iii) Les personnes ne réalisent pas pleinement leur revenu potentiel ou réalisent plus que leur revenu potentiel à cause d'habiletés non observées, du réseau de relations personnelles, la santé, la situation locale du marché du travail.

Ainsi, en retenant le concept de revenu potentiel, nous devrions surestimer le taux marginal de taxation et la valeur de la compensation monétaire. Par contre, avec l'utilisation des taux légaux appliqués au revenu déclaré, nous avons potentiellement une sous-évaluation des taux marginaux de taxation et de la valeur de la compensation monétaire. Comme notre intérêt est d'évaluer l'incidence des taxes et transferts sur les comportements d'offre de travail, le revenu potentiel constitue une mesure plus adéquate, car il nous permet de nous approcher de l'observation "ex-ante" des comportements d'offre de travail.

3.3 LES HEURES TYPES DE TRAVAIL

On retrouve dans notre échantillon une forte concentration des travailleuses autour des heures types de leur profession. Au graphique 3.1, nous constatons que les cols bleus sont concentrés autour de 40 à 45 heures de travail en 1971 et 1973. Par contre, les cols blancs, les cadres et les professionnelles sont concentrées entre 35 et 45 heures en 1971, mais entre 35 et 40 heures en 1973. Il s'agit donc là de différences professionnelles importantes.

L'examen des conditions d'une telle concentration des observations nous fait soulever l'hypothèse que les personnes qui travaillent les heures types sont en situation de déséquilibre. Avant d'explorer cette question, nous devons définir ce que nous entendons par l'équilibre.

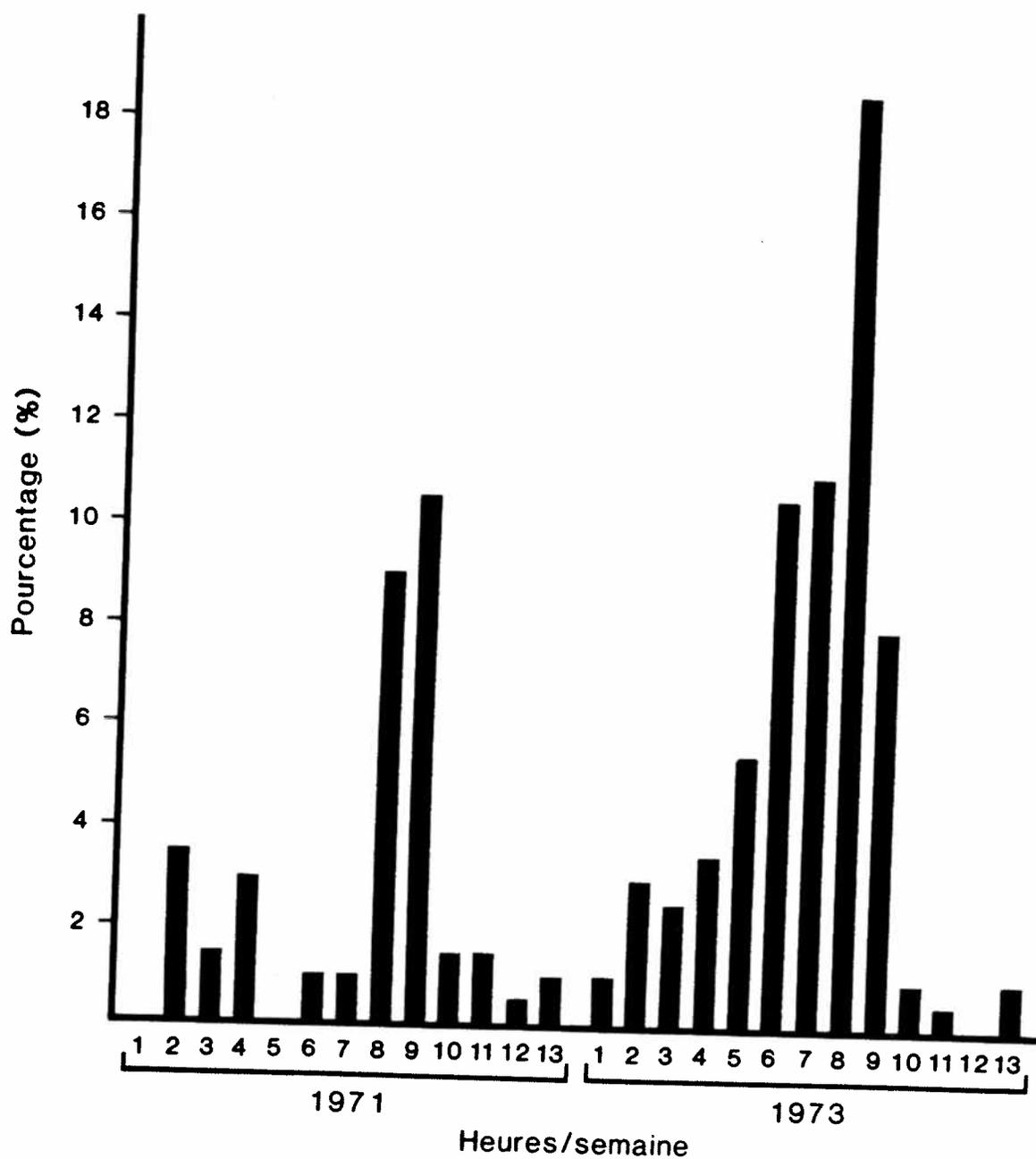
Le concept d'équilibre

Le concept d'équilibre de marche se retrouve habituellement en microéconomie.⁴ L'équilibre du consommateur réfère à la maximisation de l'utilité sous les contraintes budgétaires et

⁴ Benassy (1982) fait référence à deux concepts d'équilibre. Le premier est associé à l'égalité de l'offre et la demande. Le second décrit "l'état stationnaire" d'un système (Machlup, 1958).

GRAPHIQUE 3.1A

LES HEURES DE TRAVAIL DES FEMMES MARIÉES PAR PROFESSION (SEMAINE DE RÉFÉRENCE)
A. CADRE ET PROFESSIONNELLE



Classes d'heures:

1: 0-4,9

2: 5-9,9

3: 10-14,9

4: 15-19,9

5: 20-24,9

6: 25-29,9

7: 30-34,9

8: 35-39,9

9: 40-44,9

10: 45-49,9

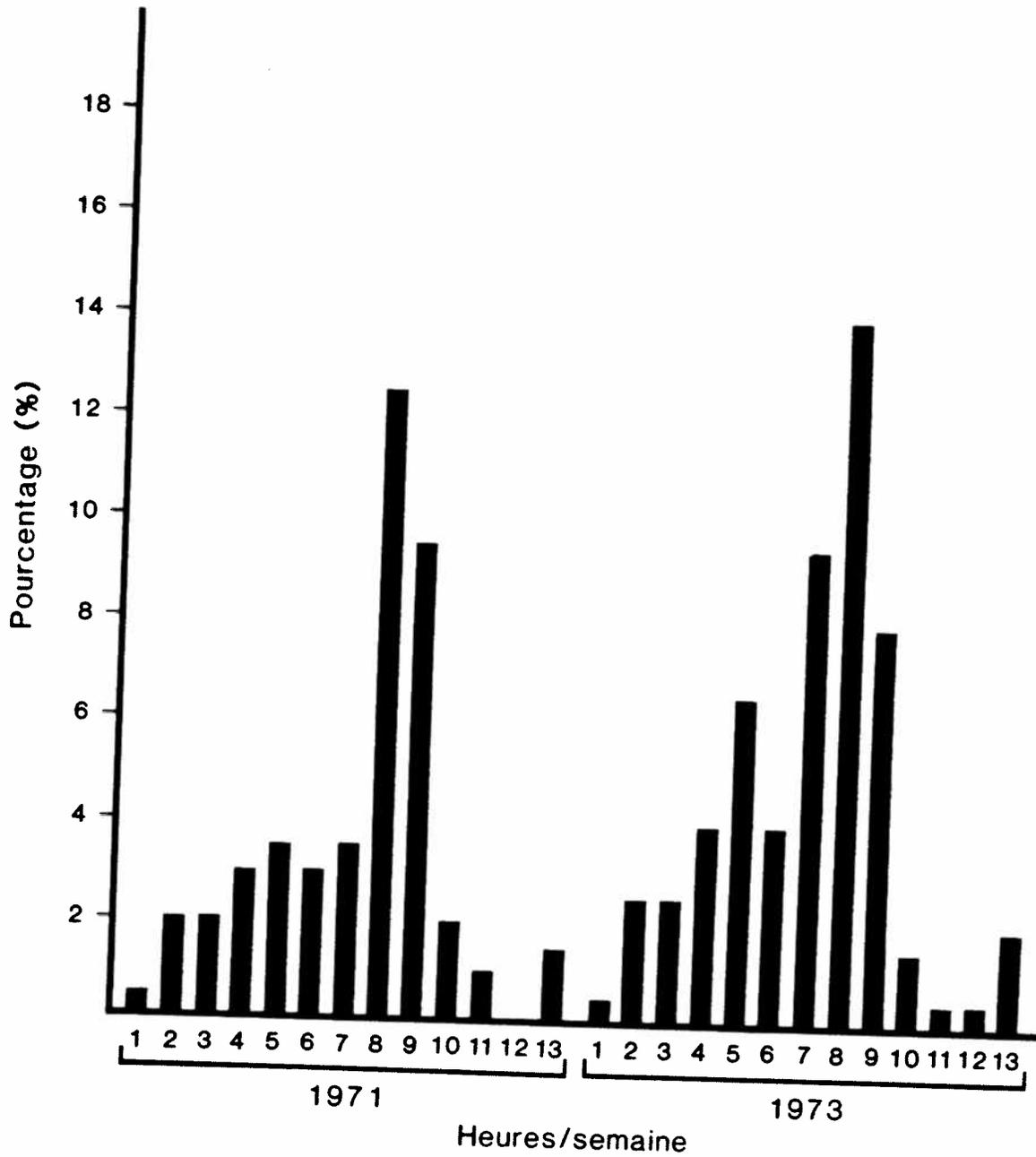
11: 50-54,9

12: 55-59,9

13: 60 et +

GRAPHIQUE 3.1B

LES HEURES DE TRAVAIL DES FEMMES MARIÉES PAR PROFESSION (SEMAINE DE RÉFÉRENCE)
B. COL BLANC



Classes d'heures:

1: 0-4,9

2: 5-9,9

3: 10-14,9

4: 15-19,9

5: 20-24,9

6: 25-29,9

7: 30-34,9

8: 35-39,9

9: 40-44,9

10: 45-49,9

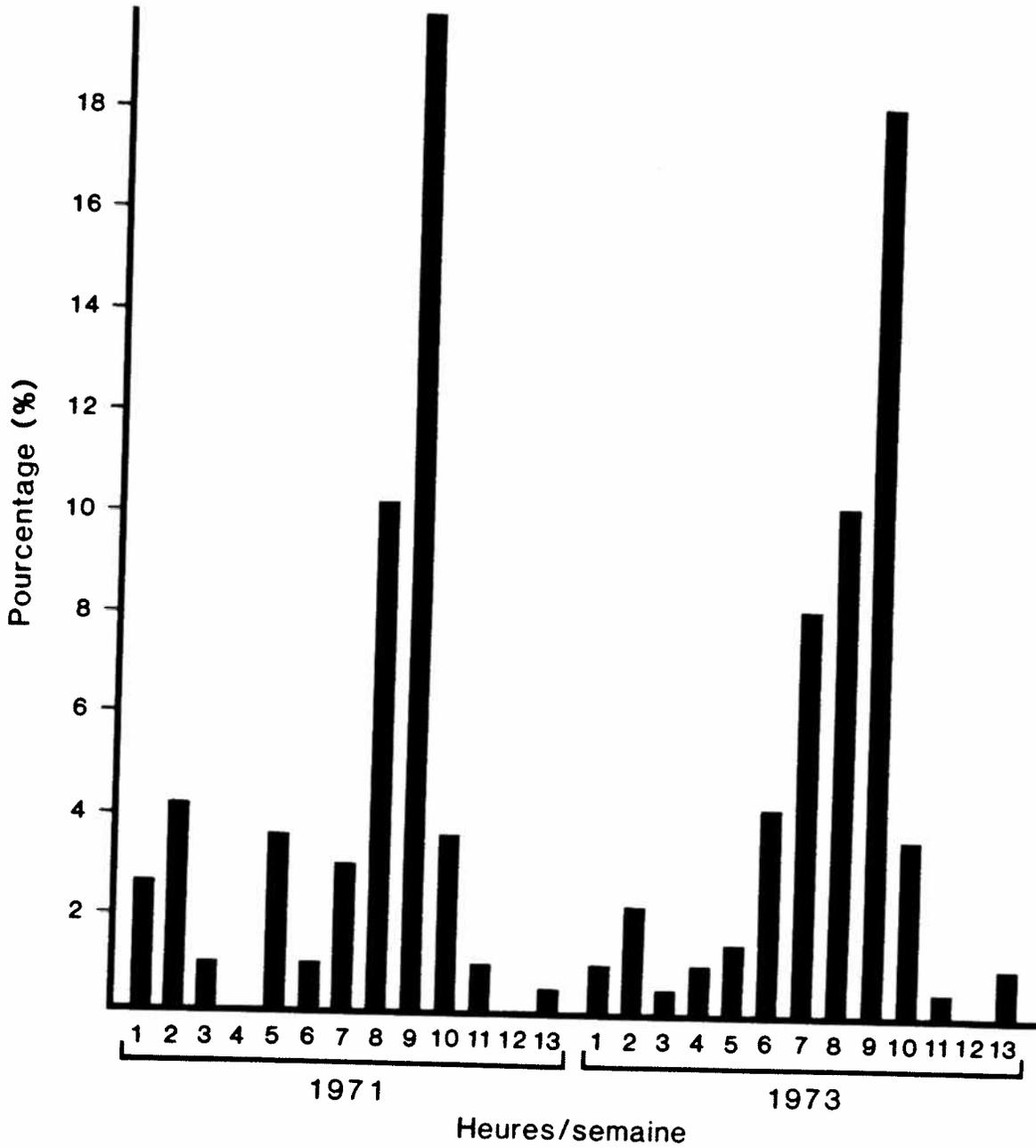
11: 50-54,9

12: 55-59,9

13: 60 et +

GRAPHIQUE 3.10

LES HEURES DE TRAVAIL DES FEMMES MARIÉES PAR PROFESSION (SEMAINE DE RÉFÉRENCE)
C. COL BLEU ET COL VERT



Classes d'heures:

1: 0-4,9

2: 5-9,9

3: 10-14,9

4: 15-19,9

5: 20-24,9

6: 25-29,9

7: 30-34,9

8: 35-39,9

9: 40-44,9

10: 45-49,9

11: 50-54,9

12: 55-59,9

13: 60 et +

personnelles. Les heures de travail sont librement choisies. Dès que ces dernières ou certains biens ne peuvent être consommés selon les quantités désirées, nous sommes en situation de déséquilibre. Le second concept correspond à un "état stationnaire" des choix du consommateur et est similaire à celui de Machlup (1958). Ce dernier définit l'équilibre comme "a constellation of selected interrelated variables, so adjusted to one another that no inherent tendency to change prevails in the model which they constitute".

Le déséquilibre et les heures types de travail

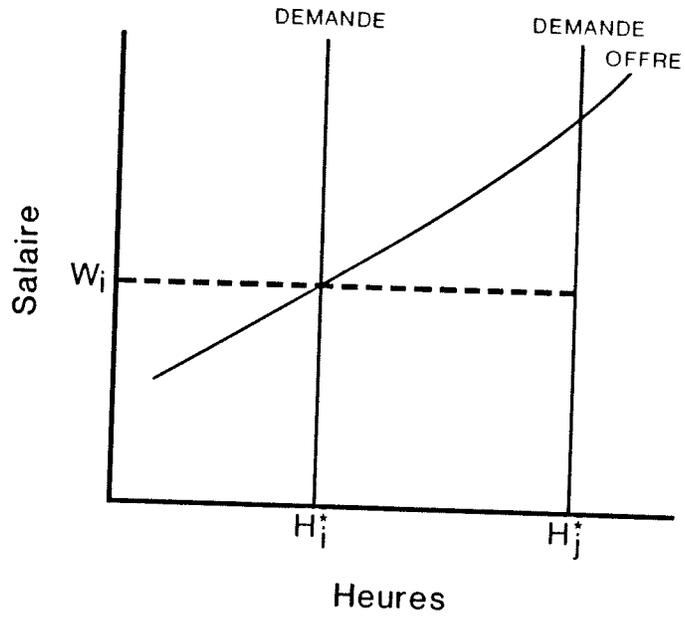
La concentration des heures de travail aux heures types de la profession peut résulter de négociations collectives ou d'ajustement des heures offertes sur celles offertes par des entreprises similaires. Nous pouvons illustrer ce processus à l'aide du graphique 3.2. Si, sur le marché du travail, pour une profession donnée, les heures d'équilibre sont H_1^* et si une entreprise j demande H_j^* heures types au taux de salaire w_1 , nous pouvons prédire que cette entreprise aura de la difficulté à conserver son personnel, car les travailleurs de cette entreprise seront en situation de déséquilibre. Pour conserver ses travailleurs, l'entreprise devra augmenter le salaire offert ou diminuer ses heures offertes. Cela correspond à une contrainte budgétaire discontinue en H^* , tel qu'illustrée au graphique 3.3.

Certains auteurs⁵ considèrent cette situation comme un équilibre, au sens de Machlup (1958). Leur argument est basé sur l'idée que, si un grand nombre d'individus sont rationnés, alors il y aurait des intérêts à établir des combinaisons de salaires et heures de travail plus intéressantes qui assureraient un équilibre. Dès

⁵ Voir Kniesner (1980) et Grossman (1981) pour une discussion des "gains from trade" en présence de contrainte budgétaire discontinue.

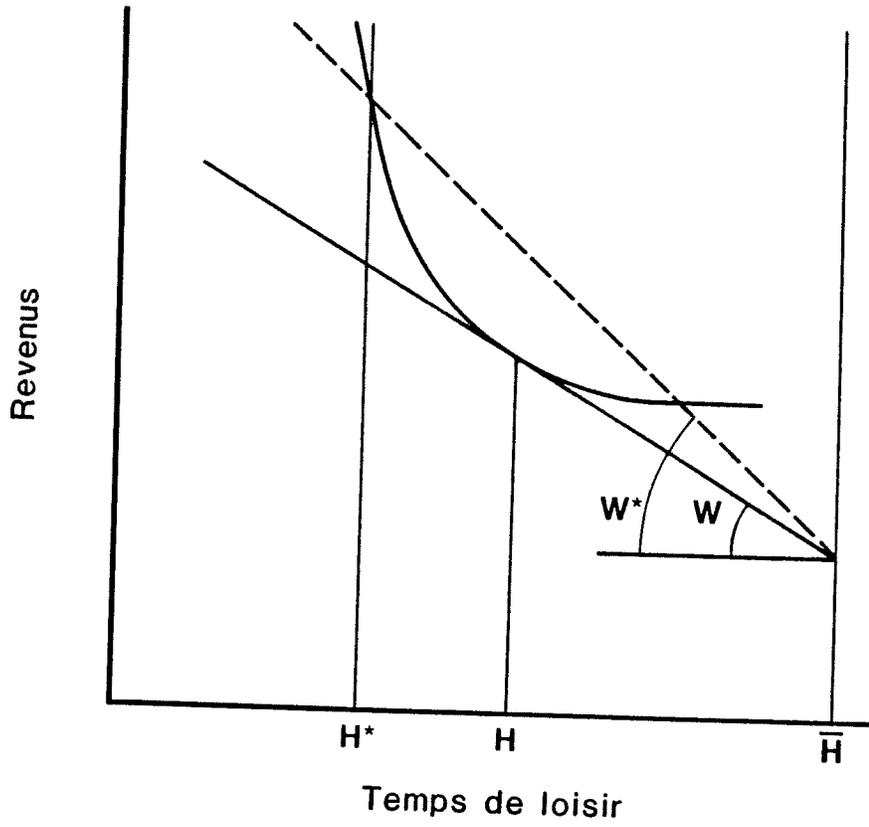
Graphique 3.2

Les heures types et l'équilibre du marché du travail



Graphique 3.3

Déséquilibre de l'offre de travail à temps plein



lors, les combinaisons observées en dehors de la contrainte budgétaire continue sont des situations qui assurent un niveau d'utilité supérieur. Ces solutions admettent que la non-tangence avec la contrainte budgétaire "are nevertheless equilibria",⁶ car les individus sont soumis indéfiniment⁷ à ces contraintes lorsqu'il n'y a pas de meilleure alternative possible. La discontinuité de la contrainte budgétaire n'apparaît pas comme un facteur contraignant les choix, mais plutôt comme la résultante de ces choix. Nous pouvons illustrer cette situation à l'aide du graphique 3.3. Supposons que le salaire de marché d'une personne est W . Si un employeur offre à cette personne un salaire supérieur à W^* pour travailler H^* , les heures types, alors le niveau d'utilité de cette personne sera supérieur à celui qu'elle aurait sur la contrainte budgétaire d'équilibre. Les travailleurs aux heures types sont donc compensés pour cette situation⁸ par un salaire supérieur. Cette analyse repose cependant sur un concept d'équilibre différent de celui que nous avons adopté.

L'approche du déséquilibre repose principalement sur trois explications⁹. Deux de celles-ci, la santé de l'individu qui limite sa participation au marché du travail¹⁰ et le chômage¹¹ ne sont pas,

⁶ Killingsworth (1983), p. 57.

⁷ Par convention collective, les heures types peuvent varier.

⁸ Voir Abowd et Ashenfelter (1979, 1981), et Deardorff et Stafford (1976).

⁹ Killingsworth (1983) expose largement cette question. Nous ne discutons ici que des éléments essentiels à notre propos.

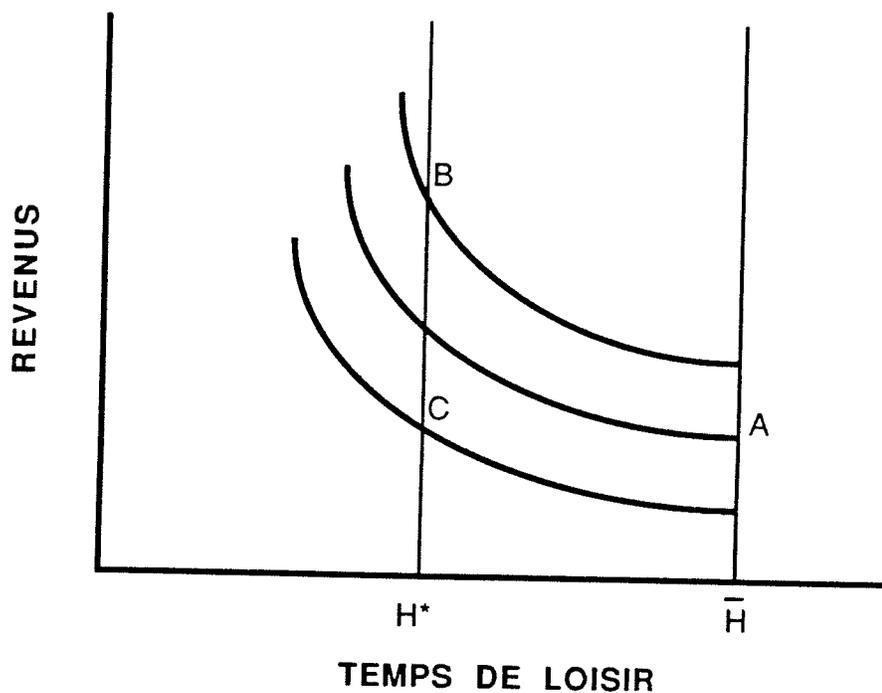
¹⁰ Les heures limites de participation au marché du travail sont des contraintes intrinsèques à l'individu qui limitent son espace de choix au même titre que les contraintes de production domestique.

¹¹ Le chômage peut être plutôt perçu comme un facteur de rationnement de la participation au marché du travail ou qui limite les périodes d'emploi (semaines de travail). C'est un facteur de déséquilibre au niveau de l'offre de travail en termes de semaines qui est lié à l'évolution de la conjoncture économique.

stricto sensus, des facteurs de déséquilibre de l'offre de travail au cours d'une semaine. Ceci nous laisse avec une explication associée à l'efficacité de l'entreprise.

Ainsi, une entreprise peut considérer que la production est plus efficace lorsque les employés sont organisés en équipe de travail ou sur une chaîne de montage. Parce que cela requiert des périodes de travail très délimitées, les firmes ont tendance à adopter le régime "take-it or leave-it". Lorsqu'une telle proposition est faite à une personne, si celle-ci n'a pas d'autres alternatives, sa courbe d'offre se résume alors à deux points tels qu'illustrés au graphique 3.4. En A, la personne ne travaille pas et retire un niveau d'utilité U_0 . Si la proposition salariale détermine le point B, alors l'utilité en ce point est $U_1 > U_0$. La personne accepte la proposition. Par contre, si le salaire détermine le point C, la personne devrait refuser la proposition car elle retirerait moins d'utilité en travaillant qu'en ne travaillant pas.

Graphique 3.4
le régime "take-it or leave-it"



Une généralisation de l'approche¹² "take-it or leave-it" considère plutôt que les heures offertes ne peuvent être inférieures à H_L , principalement pour des raisons de coûts, ni supérieures à $H_U(H^*)$. Les travailleurs peuvent exercer un choix d'heures entre ces deux valeurs extrêmes.

Nous avons fait l'hypothèse qu'une personne à la recherche d'emploi fait face à des entreprises hétérogènes.¹³ Nous avons retenu deux types d'entreprises: celles offrant les heures types, les plus fréquemment observées, et les entreprises offrant le choix des heures de travail.¹⁴ Nous pouvons analyser le processus de recherche d'emploi dans un tel univers à l'aide du graphique 3.3.

Si la personne se voit offrir un emploi avec H^* heures au taux de salaire W^* , elle acceptera cet emploi si les coûts prévus pour continuer à chercher un emploi avec le couple (W, H) qui assure l'équilibre sont supérieurs aux bénéfices espérés en acceptant l'emploi offert. On remarquera que plus la probabilité du couple (W, H) est faible, plus longue sera la durée de la recherche d'emploi et plus les coûts de cette recherche seront élevés.

L'examen du graphique 3.3 montre que les personnes travaillant les heures types ont un salaire supérieur à leur salaire de marché. Ainsi, sous l'hypothèse de déséquilibre des personnes travaillant les heures types, nous avons des équations à deux états

¹² Ashenfelter (1980), Ham (1982) et Moffit (1982).

¹³ L'hypothèse habituelle est celle de l'homogénéité des entreprises.

¹⁴ Il est possible de distinguer quatre types d'entreprises ayant chacune des fréquences d'observations distinctes: les entreprises offrant le choix des heures de travail, celles offrant des heures entre H_L et H^* , celles offrant les heures types et celles offrant systématiquement des heures supérieures aux heures types.

pour les équations d'heures et de salaire de marché:

$$\begin{array}{l} \text{salaire observé} = \left\{ \begin{array}{ll} \text{salaire de marché} & \text{si les heures} \neq H^*, \\ \text{salaire de marché} & \text{sinon,} \\ \text{majoré} & \end{array} \right. \\ \\ \text{heures observées} = \left\{ \begin{array}{ll} \text{heures offertes} & \text{si les heures} \neq H^*, \\ H^* & \text{sinon.} \end{array} \right. \end{array}$$

Au niveau empirique, le concept des heures types est difficilement opérationnel s'il se limite à une seule valeur. En effet, les entreprises n'offrent pas des heures types identiques mais plutôt des heures fluctuant autour d'une valeur moyenne H^* pour la profession i au temps t . Si PART est la variation autour de la valeur de H_{it}^* , alors une personne sera considérée comme travaillant les heures types si les heures observées se situent dans l'intervalle $[H_{it}^* - \text{PART}, H_{it}^* + \text{PART}]$.¹⁵

¹⁵ Il s'agit d'une hypothèse simplificatrice car l'intervalle n'est généralement pas symétriquement autour de H^* à cause de la réglementation ou des négociations collectives fixant le niveau d'heures de travail au-delà duquel les heures sont payées à temps supplémentaire.

3.4 LES ÉQUATIONS DU MODÈLE

Nous présentons dans l'ordre:

- . le salaire de marché;
- . le salaire de réserve et la probabilité de ne pas participer au marché du travail au cours de l'année;
- . les heures offertes et les heures types;
- . les heures de réserve et la probabilité de ne pas participer au cours de la semaine de référence;
- . les semaines annuelles et l'intensité de la participation au cours de l'année.

Les symboles que nous utiliserons pour exposer notre modèle sont définis au tableau 3.1. Les signes attendus des paramètres sont discutés à l'Annexe 3.3.

3.4.1 Le salaire du marché

Sous l'hypothèse que les travailleurs sont en équilibre et qu'il n'existe aucune rémunération différentielle pour les personnes travaillant à temps plein ou plus qu'à temps plein, le logarithme du salaire de marché, WAGE, s'écrit:

$$WAGE = X_W \beta_{X,W} + CW1 * BH + u_{W1}. \quad (3.1)$$

où X_W est l'ensemble des variables exogènes expliquant le niveau du salaire, $\beta_{X,W}$ est le vecteur des paramètres associés à ces variables,

Tableau 3.1

Définition des symboles du modèle

Symbole	
X_A	: un vecteur de caractéristiques exogènes propre à l'équation A;
$\beta_{v, A}$: le paramètre (ou le vecteur) s'appliquant à la variable v dans l'équation A;
$F_A(X)$: la cumulative d'une normale standardisée évaluée en X pour l'indice A;
$f_A(X)$: la densité de l'indice A évalué en X;
IH	: l'indicateur de la non-participation au marché du travail au cours de la semaine de référence;
F_{HR}	: la cumulative associée à IH;
ISEM	: l'indicateur de la non-participation au marché du travail au cours de l'année;
F_{WR}	: la cumulative associée à ISEM;
PAN	: l'indicateur de l'intensité de la participation au marché du travail au cours de l'année;
F_{52}	: la cumulative associée à PAN;
BH	: le facteur de correction associé à la sélection des observations au cours de la semaine de référence;
BAN	: le facteur de correction associé à la sélection des observations ayant travaillé moins que toute l'année;
CH1	: le paramètre associé à BH dans l'équation des heures offertes;
CW1	: le paramètre associé à BH dans l'équation de salaire de marché;
CSEM	: le paramètre associé à BAN dans l'équation des semaines;
WAGE	: le logarithme du salaire de marché;
WR	: le logarithme du salaire de réserve;

- WRO : la partie expliquée du salaire de réserve ne dépendant pas des heures de réserve;
- θ : le facteur de rémunération supplémentaire des travailleurs aux heures types;
- γ : le facteur de rémunération supplémentaire des travailleurs en surtemps;
- HEURES : les heures observées;
- HO : la partie expliquée des heures offertes;
- HR : les heures de réserve;
- H* : la valeur moyenne des heures types;
- PART : l'intervalle des heures types;
- PFULL : l'indicateur pour des heures de travail supérieures ou égales aux heures types;
- PSUP : l'indicateur de travail en surtemps;
- PITJ : l'indicateur de la profession i au temps j ;
- $$i = \begin{cases} 1 & \text{cadres et professionnelles,} \\ 2 & \text{cols blancs,} \\ 3 & \text{cols bleus;} \end{cases}$$
- $$j = \begin{cases} 0 & \text{si observé en 1971,} \\ 1 & \text{si observé en 1973;} \end{cases}$$
- SEM : les semaines travaillées;
- TAUX : le taux marginal de taxation;
- ZETA : la valeur de la compensation monétaire pour la taxation marginale.

BH est un facteur de correction pour la sélection des observations au cours de la semaine de référence¹⁶ et u_{W1} , le terme d'erreur.

Définissons PSUP, l'indice des heures de travail supérieures aux heures types, H^* , tel que PSUP égal à 1 si les heures travaillées sont supérieures à $H^* + PART_t$, et à zéro sinon.

$$PSUP = \begin{cases} 1 & \text{si HEURES} > H^* + PART, \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases} \quad (3.2)$$

où PART est l'intervalle de variation des heures types autour de H^* .

Définissons PFULL, l'indice des heures de travail supérieures ou égales aux heures types, tel que PFULL égal à 1 si les heures travaillées sont au moins égales à $H^* - PART$, et à zéro sinon.

$$PFULL = \begin{cases} 1 & \text{si HEURES} > H^* - PART, \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases} \quad (3.3)$$

Sous l'hypothèse de déséquilibre, l'équation de salaire de marché s'écrit:

$$WAGE = \begin{cases} X_{W}^{\beta} X_{,W} + CW1 * BH + u_{W2} & \text{si PFULL} = 0, \\ X_{W}^{\beta} X_{,W} + \theta + \gamma * PSUP + CW1 * BH + U_{W3}, & \text{sinon,} \end{cases} \quad (3.4)$$

¹⁶ Le salaire de marché n'est observable que si la personne a travaillé pendant l'année et pendant la semaine de référence (2e semaine d'avril de l'année suivante). En limitant notre échantillon à ces seules personnes, il en résulte une double sélection des observations. La spécification économétrique de l'équation de salaire de marché devrait être corrigée pour la sélection pour la participation au cours de la semaine de référence (BH) et au cours de l'année (BSEM). Nous n'avons retenu que BH à cause de la très grande collinéarité entre ces deux facteurs de correction.

où θ est un facteur de rémunération supplémentaire pour les personnes travaillant les heures types et γ celui associé au surtemps.¹⁷ On remarquera que l'équation (3.1) peut être considérée comme la version pondérée de (3.4).¹⁸

3.4.2 Le salaire de réserve et la probabilité de ne pas participer au marché du travail au cours de l'année

Le salaire de réserve tel qu'il a été exprimé par l'équation (2.29) n'est pas facilement estimable. Son approximation sous forme logarithmique est une expression quadratique dépendant des heures de réserve (HR). Définissons WRO, comme une expression dépendant des caractéristiques observables de l'individu et du ménage, du taux marginal de taxation (TAUXR) et de la valeur de la compensation monétaire (ZETAR) au revenu de réserve, et les autres sources de revenus (GAREV).

$$\begin{aligned} \text{WRO} = & X_{\text{WRI}}^{\beta} X_{\text{WRO}} + \ln(1 - \text{TAUXR})^{\beta} \text{TAUXR}_{\text{WRO}} \\ & + \text{GAREV}^{\beta} \text{GAREV}_{\text{WRO}} + \text{ZETAR}^{\beta} \text{ZETAR}_{\text{WRO}} \end{aligned} \quad (3.5)$$

Le logarithme du salaire de réserve (WR) est donc:

$$\text{WR} = \text{WRO} + \text{HR}^{\beta} \text{HR}_{\text{WR}} + \text{HR}^2 \beta \text{HR2}_{\text{WR}} + u_{\text{WR}} \quad (3.6)$$

Le terme d'erreur u_{WR} comprend une composante aléatoire et les caractéristiques non observables des individus. Ainsi, la

¹⁷ Par obligation légale ou contractuelle, les heures payées en surtemps le sont à un taux majoré. Cependant, nos observations incluent aussi les personnes occupant un second emploi. Dans ce cas, le second salaire est souvent inférieur au premier.

¹⁸ Goldfeld et Quandt (1976).

probabilité qu'une personne ne participe pas au marché du travail au cours de l'année, ISEM, est:

$$ISEM = \text{Prob}(WAGE < WR) = F \left[\frac{WR - WAGE}{SWR1^{\frac{1}{2}}} \right] = F_{WR}, \quad (3.7)$$

$$SWR1 = SWR + SW, \quad (3.8)$$

où SWR1 est la somme de la variance des termes d'erreurs de l'équation de salaire de réserve, SWR, et du salaire de marché, SW.

3.4.3 Les heures offertes et les heures types

Les heures offertes par une personne dépendent d'un ensemble de caractéristiques personnelles observables, du logarithme du salaire net, des revenus d'autres sources, GAREV, et de la valeur de la compensation monétaire pour la taxation marginale, ZETA¹⁹.

$$\begin{aligned} HO = & X_{HO} \beta_{X,HO} + WAGE \beta_{WAGE,HO} + \ln(1 - TAUX) \beta_{TAUX,HO} \\ & + GAREV \beta_{GAREV,HO} + ZETA \beta_{ZETA,HO}. \end{aligned} \quad (3.9)$$

Sous l'hypothèse de l'équilibre, les heures offertes sont égales aux heures observées, HEURES, telles que:

$$HEURES = HO + CH1 * BH + u_{HO}, \quad (3.10)$$

où BH est le facteur de correction pour la sélection pendant la semaine de référence, u_{HO} le terme d'erreur.

Sous l'hypothèse du déséquilibre, les heures offertes sont égales aux heures observées pour les seules personnes qui ne

¹⁹ Voir Annexe 3.2, section 2, pour la justification d'une telle spécification.

travaillent pas les heures types. Pour les autres, les heures observées sont les heures types de la profession à la période d'observation. Définissons, PART, comme l'intervalle autour des heures types moyennes de la profession i au temps t , telle que:

$$\begin{aligned} \text{PART} = & \text{CTE} \beta_{\text{CTE,PART}} + \text{TIME} \beta_{\text{TIME,PART}} + \text{P1TO} \beta_{\text{P1TO,PART}} \\ & + \text{P1T1} \beta_{\text{P1T1,PART}} + \text{P3TO} \beta_{\text{P3TO,PART}} \\ & + \text{P3T1} \beta_{\text{P3T1,PART}} \end{aligned} \quad (3.11)$$

Ainsi l'intervalle de travail au heures types est:

$$|\text{HEURES} - \text{H}^*| < \text{PART} \quad (3.12)$$

Pour obtenir une estimation adéquate des paramètres de H_0 , nous prenons la valeur absolue de l'écart des heures travaillées et de la moyenne des heures types que nous devons multiplier par moins un (-1) toutes les variables des observations ayant des heures inférieures à $\text{H}^*{}^{20}$. Le terme constant de H_0 s'interprète alors comme l'écart entre les heures offertes dans la situation de référence et la moyenne des heures types. Si $\tilde{\text{H}}_0$ représente l'équation H_0 ainsi modifiée, alors l'équation des heures devient:

$$|\text{HEURES} - \text{H}^*| = \text{MAX}(\text{PART}, \tilde{\text{H}}_0 + \text{CHI} \cdot \text{BH})^{21, 22} \quad (3.13)$$

²⁰ On trouvera à l'Annexe 3.4 la justification de cette procédure.

²¹ C'est le maximum sous l'hypothèse que les personnes travaillent les heures offertes dès que l'écart entre les heures offertes et les heures de temps plein est supérieur, en valeur absolue, à une certaine valeur critique propre à chaque individu.

²² La spécification par "switching" ne peut être opérationnalisée en définissant les probabilités conditionnelles de travailler à temps plein et plus qu'à temps plein. Nous avons exploré cette avenue. Nous en sommes venus à la conclusion que la fonction de vraisemblance ainsi spécifiée n'a pas toutes les caractéristiques requises pour converger vers une solution.

L'estimation de (3.13) par maximum de vraisemblance ne nous permet pas d'estimer H^* ; nous devons évaluer ce paramètre par un balayage sur un ensemble de valeurs probables en retenant celle qui maximise la fonction de vraisemblance.

3.4.4. Les heures de réserve et la probabilité de ne pas travailler au cours de la semaine de référence

Si les heures de réserve dépendent principalement des contraintes de production domestique, alors nous pouvons exprimer HR comme dépendant seulement des caractéristiques de l'unité familiale et de la personne, X_{HR} :

$$HR = X_{HR} \beta_{X,HR} + u_{HR},^{23} \quad (3.14)$$

où u_{HR} comprend un terme aléatoire et les caractéristiques non observables des personnes.

La probabilité de ne pas travailler au cours de la semaine, IH, est:

$$\begin{aligned} IH &= \text{PROB} (HO + u_{HO} < HR + u_{HR}) \\ &= F \left[\frac{HR - HO}{SHR1^{\frac{1}{2}}} \right] = F_{HR}, \end{aligned} \quad (3.15)$$

$$\text{où } SHR1 = SHR + SHO, \quad (3.16)$$

SHR1 est la somme des variances des termes d'erreur de l'équation des heures de réserve, SHR, et des heures offertes, SHO. Si f_{HR} est la densité correspondant à F_{HR} , alors le facteur de correction pour la sélection au cours de la semaine de référence, BH, est

²³ On notera que l'équation (3.14) peut aussi caractériser en forme réduite l'équation du salaire de réserve (2.29) linéarisée et exprimée en termes des heures de réserve.

$$BH = \frac{f_{HR}}{1 - F_{HR}} \quad (3.17)$$

3.4.5 Les semaines offertes par an et l'intensité de la participation au cours de l'année

Les semaines offertes par an dépendent des caractéristiques observables d'une personne, du logarithme du salaire net, des heures offertes, des revenus d'autres sources (GAREV) et de la compensation monétaire pour la taxation marginale (ZETA). Définissons SEMO tel que:

$$\begin{aligned} SEMO = & X_{SEMO} \beta_{X,SEMO} + WAGE \beta_{WAGE,SEMO} \\ & + \ln(1 - TAUX) \beta_{TAUX,SEMO} + HEURES \beta_{HO,SEMO} \\ & + GAREV \beta_{GAREV,SEMO} + ZETA \beta_{ZETA,SEMO} \end{aligned} \quad (3.18)$$

L'équation des semaines s'écrit donc:

$$SEM = SEMO + CSEM * M52 + u_{SEMO} \quad (3.19)$$

où u_{SEMO} représente un terme aléatoire et les caractéristiques non observables de la personne et M52, le facteur de correction pour la sélection des observations.

La prise en compte de la limite de 52 semaines dans une année détermine l'indice de l'intensité de la participation, PAN, tel que:

$$PAN = \frac{SEM}{52} \quad (3.20)$$

où SEM est le nombre de semaines travaillées durant l'année. Avec l'indice PAN, nous distinguons entre la participation au marché du travail toute l'année, une participation partielle et la

non-participation au marché du travail. Cet indice est évalué en forme réduite.

La distribution des semaines par an est donc limitée par la non-participation au marché du travail et par la participation toute l'année. Nous estimons les semaines offertes en nous limitant aux seules observations ayant travaillé moins que toute l'année. Il en résulte un biais de sélection. Le facteur de correction de ce biais, M_{52} , s'écrit²⁴:

$$M_{52} = \frac{f_{WR} - f_{52}}{1 - F_{52} - F_{Wr}}. \quad (3.21)$$

où f_{52} est la densité de la cumulative F_{52} .

3.5 MÉTHODOLOGIE D'ESTIMATION

Nous avons vu, à la section 2.3, que le salaire de réserve est lié aux heures de réserve et aux paramètres de la taxation. Nous ne pouvons observer ces variables qu'indirectement, par la décision des personnes de participer au marché du travail. Celle-ci est liée à l'écart entre le salaire de marché et le salaire de réserve. Nous avons aussi constaté que les heures offertes sont une fonction du salaire de marché et que les heures de réserve expliquent le salaire de réserve. Nous pouvons donc examiner la décision de participer au marché du travail au cours de la semaine de référence par l'écart entre les heures offertes et les heures de réserve. Ces deux façons d'examiner la participation au marché du travail nous sont utiles pour estimer les paramètres du salaire de réserve et des heures de réserve en forme réduite, à la seule condition de pouvoir obtenir une mesure du salaire de marché et des heures offertes pour l'ensemble des observations. Pour solutionner ce problème, nous devons procéder à l'estimation en forme réduite de ces variables et utiliser les

²⁴ Johnson et Kotz (1970, pp. 81-83).

valeurs calculées de ces dernières. L'étape suivante consiste à déterminer les paramètres de la taxation. Ce faisant, nous pouvons évaluer le salaire de réserve comme une fonction des valeurs calculées des heures de réserves et des paramètres de la taxation.

À la section 3.2, nous avons souligné la simultanéité entre le temps de travail et les paramètres de la taxation. Cette simultanéité est compliquée par celle qui existe entre le salaire de marché et les mesures du temps de travail: les heures hebdomadaires et les semaines; le salaire du marché étant une variable construite par la division des gains annuels par les heures hebdomadaires et les semaines. Une façon de régler le problème de simultanéité du salaire de marché avec les mesures du temps de travail est de recourir à une variable instrumentale: la valeur calculée de la forme réduite du salaire de marché. Subsiste alors le problème de la simultanéité des mesures du temps de travail avec les paramètres à taxation; ces derniers sont déterminés à partir du revenu potentiel. Le revenu potentiel de travail est le produit du salaire de marché par les heures hebdomadaires pour toute l'année. Les valeurs calculées de la forme réduite des heures hebdomadaires et du salaire de marché permettent d'évaluer les paramètres correspondant à la taxation, au revenu potentiel calculé. Il est alors possible d'estimer les heures hebdomadaires en utilisant les valeurs calculées des paramètres de la taxation et de la forme réduite du salaire de marché. Les problèmes de simultanéité entre le salaire de marché, les heures offertes et les paramètres de la taxation sont ainsi résolus. Subsiste le problème de la simultanéité entre les semaines de travail et salaire de marché, les heures de travail et les paramètres de la taxation. En utilisant la solution avancée pour les heures, nous pourrions estimer les semaines comme une fonction des valeurs calculées en forme réduite du salaire de marché, des heures hebdomadaires et des paramètres de la taxation. Entre ces variables, il existe une très grande collinéarité qui tient à la façon dont nous évaluons les paramètres de la taxation. L'information contenue dans les

paramètres de la taxation, le salaire de marché et les autres revenus permet de retrouver les heures hebdomadaires. Nous les avons donc exclus de la liste des variables explicatives des semaines annuelles de travail.

Par ailleurs, la prise en compte des contraintes institutionnelles, particulièrement des heures types de travail, nous fait spécifier un modèle de déséquilibre pour les heures travaillées et le salaire du marché. Notre hypothèse est que les personnes qui travaillent les heures types sont en situation de déséquilibre; les heures travaillées sont les heures demandées et non celles offertes. L'état occupé est déterminé simultanément avec les paramètres des heures offertes pour les personnes ne travaillant pas les heures types et les paramètres déterminant l'intervalle des heures types. Dans un second temps, connaissant l'état occupé, il nous est possible d'évaluer l'hypothèse de la rémunération supplémentaire pour les personnes travaillant les heures types et à temps supplémentaire.

Les six équations de notre modèle:

- le salaire de réserve,
- le salaire de marché,
- les heures de réserve,
- les heures offertes,
- les heures de temps plein,
- les semaines par an

et les trois équations intermédiaires:

- la probabilité de ne pas participer au cours de l'année,
- la probabilité de ne pas participer au cours de la semaine de référence,
- la probabilité de participer toute l'année

peuvent donc être estimées selon la procédure suivante.

Étape 1

Nous estimons les différents indices de participation au marché du travail:

- la probabilité de ne pas participer au cours de la semaine de référence, IH (3.15);
- la probabilité de ne pas participer au cours de l'année, ISEM (3.7);
- l'intensité de la participation au cours de l'année, PAN (3.20).

Ces indices servent à évaluer les facteurs de correction pour les différents biais de sélection. Ils sont estimés par la procédure PROBIT de LIMDEP appliquée à 1/5 de l'échantillon des femmes mariées du Québec de l'Enquête sur les finances des consommateurs de Statistique Canada, 1971 et 1973. La procédure de sélection de cet échantillon est exposée à l'Annexe 1.2.

Le salaire de marché (3.1) est estimé en forme réduite, de même que l'équation des heures hebdomadaires (3.10). Nous avons appliqué la procédure des moindres carrés ordinaires CRMODEL de LIMDEP avec correction pour l'hétéroscédasticité des écarts-types des paramètres. Il s'agit de la correction de White²⁵ telle que programmée dans LIMDEP. Dans le cas de l'équation de salaire de marché, l'échantillonnage retenu est celui de l'ensemble des observations des femmes mariées du Québec des EFC de 1971 et 1973 ayant un salaire de marché supérieur à 0,50 \$. Pour les heures, l'échantillon des EFC a été restreint aux observations ayant des heures positives.

²⁵ White, "A Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix and A Direct Test for Heteroskedasticity", Econometrica, 1978, p. 817-838.

Étape 2

La probabilité de ne pas participer au marché du travail au cours de la semaine de référence, IH, est telle que IH prend la valeur 1 si les heures de réserve sont supérieures aux heures offertes et 0, sinon:

$$IH = F\left(\frac{HR - HO}{SHR1^{\frac{1}{2}}}\right) \quad (3.15)$$

Ayant obtenu la valeur calculée des heures offertes (CHEUR), il nous est possible d'obtenir les paramètres des heures de réserve. En insérant parmi les variables explicatives de IH, les variables expliquent les heures de réserve en forme réduite (3.14) et les heures calculées, CHEUR, les paramètres estimés seront respectivement $\frac{\beta_{HR}}{SHR1^{\frac{1}{2}}}$, $\frac{-1}{SRH1^{\frac{1}{2}}}$. Pour obtenir une estimation de β_{HR} , il suffit de diviser le paramètre estimé par la valeur absolue de celui correspondant aux heures calculées. Nous référerons à cette méthode d'estimation des paramètres sous le vocable de méthode de substitution. L'indice IH est estimé comme à l'étape 1.²⁶

La méthode de substitution a aussi été appliquée à la probabilité de ne pas participer au marché du travail au cours de l'année, ISEM. Cet indice prend la valeur 1 si le salaire de réserve est supérieur au salaire de marché, et 0 sinon.

$$ISEM = F\left(\frac{WR - WO}{SWR1^{\frac{1}{2}}}\right) \quad (3.7)$$

²⁶ Il faut cependant se souvenir que l'estimation de paramètre via une fonction de probabilité est moins précise que l'estimation directe des paramètres lorsque la variable dépendante est observable. Dans notre cas, le problème est que la variable A n'est pas observable. La procédure que nous avons retenue constitue donc une solution à ce problème en dépit de certaines lacunes. Elle offre l'avantage de fournir des indications sur les intervalles de confiance des paramètres, avant normalisation.

Connaissant la valeur calculée du salaire de réserve, CWAGE, nous pouvons évaluer les paramètres du salaire de réserve en forme réduite de (3.6).

Étape 3

Nous calculons le taux marginal de taxation et la valeur de la compensation monétaire pour deux revenus:

- le revenu potentiel de travail;
- le revenu de réserve.

Les principaux programmes servant à évaluer ces deux dimensions de la taxation et des transferts sont les contributions à l'assurance-chômage, du régime des rentes du Québec, l'assurance-maladie, l'impôt canadien et du Québec sur le revenu ainsi que les prestations d'aide sociale. Ces différents programmes sont décrits à l'Annexe 3.1.

Le revenu potentiel de travail est le produit du taux de salaire horaire calculé par les heures hebdomadaires calculées par 52 semaines. Ceci vise à évaluer autant que possible le revenu "ex-ante" et les variables de taxation "ex-ante" plutôt que les variables de taxation d'équilibre. Le revenu de réserve est défini de la même façon.

Étape 4

Pour évaluer le salaire de réserve dans sa forme finale (3.6), nous utilisons la même procédure que celle exposée à l'étape 2. Dans cette spécification, le taux marginal de taxation et la valeur de la compensation monétaire évalués au revenu de réserve sont remplacés par les valeurs calculées à l'étape précédente. Nous évaluons aussi les semaines annuelles en utilisant les valeurs calculées des variables endogènes.

Nous estimons aussi l'équation des heures (3.10) sous l'hypothèse de l'équilibre des personnes travaillant à temps plein et sous l'hypothèse de déséquilibre.

Pour estimer le modèle de déséquilibre avec détermination endogène de l'état occupé, nous avons dû transformer les heures observées et prendre plutôt la valeur absolue de l'écart entre les heures observées et un paramètre déterminant la valeur moyenne des heures de travail à temps plein,

$$|\text{HEUR} - H^*|.$$

La valeur de H^* a été déterminée en considérant différentes valeurs comprises entre 37,0 et 41,0 heures. La valeur retenue 39,05 est celle qui maximise la fonction de maximum de vraisemblance de l'hypothèse de déséquilibre. Afin d'évaluer correctement les paramètres des heures offertes, nous avons dû transformer toutes les variables explicatives par un facteur -1 lorsque les heures observées étaient inférieures à H^* . Cette transformation est expliquée à l'Annexe 3.4.

Sous l'hypothèse de déséquilibre, l'équation des heures (3.13) est une équation à deux états avec détermination endogène de l'état occupé. Elle est estimée par "switching regression" par la procédure SWITCH de LIMDEP appliquée à toutes les observations ayant des heures observées positives. La version d'équilibre est obtenue par la même procédure. Dans les deux cas, les écarts-types ne sont pas corrigés pour l'hétéroscédasticité.

Étape 5

Les paramètres des heures types estimés à l'étape précédente permettent de déterminer les individus travaillant à temps plein et plus qu'à temps plein. L'équation de salaire (3.4) est

alors une équation à deux états selon le statut occupé sur le marché du travail au cours de la semaine de référence. Cette équation est évaluée par la procédure SWITCH de LIMDEP avec comme variable de séparation: travaille au moins les heures types ou non.

CHAPITRE 4
LES RÉSULTATS

4.1 INTRODUCTION

Le modèle d'allocation du temps que nous avons développé au chapitre 2 sert de cadre d'interprétation des résultats des six équations de notre modèle économétrique:

- . les heures de réserve (4.2),
- . le salaire de réserve (4.3),
- . le salaire de marché (4.4),
- . les heures offertes (4.5),
- . les heures types (4.5),
- . les semaines annuelles (4.6).

Une des hypothèses à la base du développement de ce modèle théorique est que les contraintes de production domestique associées à la présence d'enfants en bas âge sont un important facteur de réduction de l'offre de travail. Elle se vérifie pour les diverses équations du modèle économétrique.

Du modèle d'allocation du temps, nous avons déduit une spécification du salaire de réserve qui incorpore les taxes et les transferts, et les coûts indirects de la participation au marché du travail. Les résultats de l'estimation du salaire de réserve montrent que le niveau des transferts agit comme un important déterminant du niveau du salaire de réserve. Par ailleurs, les coûts indirects de la participation au marché du travail associés à la substitution de la production domestique par des biens marchands sont une fonction des heures de réserve. Après une phase de croissance, ceux-ci plafonnent puis décroissent, ce qui laisse supposer qu'il

existe un maximum à la valeur de la production domestique substituable.

Au chapitre trois, nous avons considéré les personnes travaillant les heures types comme étant en situation de déséquilibre. Si nous pouvons vérifier cette hypothèse, nous ne sommes cependant pas en mesure d'accepter l'hypothèse d'une rémunération supérieure pour les personnes travaillant les heures types.

Nous terminons ce chapitre par une brève synthèse. Nous y établissons le lien entre le cadre théorique de l'allocation du temps que nous avons développé au chapitre 2, l'hypothèse de déséquilibre des personnes travaillant les heures types et nos résultats.

4.2 LES HEURES DE RÉSERVE

Nous avons estimé les heures de réserve selon deux méthodes. La première déduit les paramètres de la forme réduite des heures de réserve à partir de l'indice de participation au marché du travail au cours de la semaine de référence,¹ IH, et de la forme réduite des heures offertes.² Les résultats sont présentés à titre indicatif et ne seront pas discutés.

Nous avons appliqué la méthode de la substitution à la valeur calculée de la forme réduite des heures offertes pour la spécification de l'indice IH. Nous observons, au tableau 4.1, que les heures de réserve pour les personnes dans la situation de référence (CTE) - en 1971, les femmes mariées de scolarité primaire ou moins, sans enfant, locataire - se situent à près de 46 heures.

¹ Voir Annexe 4.12.

² Voir Annexe 4.7.

En 1973, TIME, les heures de réserve sont réduites de près de 5 heures, ce qui tendrait à soutenir, dans le cas des femmes mariées, l'hypothèse des travailleurs découragés lorsque la conjoncture est moins favorable, comme cela était le cas en 1971.

Sauf pour le diplôme universitaire (ED4), la scolarité ne semble pas avoir un impact significatif sur les heures de réserve. Ce niveau universitaire se traduit par une réduction des heures de réserve de près de 8 heures. Sous l'hypothèse que l'éducation augmente l'efficacité de la production domestique, le résultat précédent indiquerait que celle-ci n'augmente significativement qu'avec un diplôme universitaire. Cela peut aussi simplement refléter le fait qu'un diplôme universitaire est associé à des individus ayant de plus fortes préférences pour le travail.

L'AGE et l'AGE2 servent à mesurer les effets de cycle de vie sur les heures de réserve. Deux tendances opposées s'affrontent. D'une part, avec l'âge, les personnes deviennent plus efficaces dans la production domestique par l'expérience qu'elles acquièrent dans l'exécution de ces tâches. D'autre part, avec l'âge, la santé des personnes se détériore et ceci affecte l'efficacité de l'exécution des tâches domestiques. Le paramètre négatif de l'AGE nous indique que l'effet d'expérience domine l'effet de santé jusqu'à 25,7 ans; les heures de réserve diminuent donc graduellement jusqu'à cet âge, pour ensuite croître graduellement. Nous avons posé l'effet de cohorte (CF) nul sans que cela affecte significativement la valeur de la fonction du maximum de vraisemblance.

Seule la présence d'enfants de moins de sept ans (ENF1) a un effet positif sur les heures de réserve. Elles augmentent de près de cinq heures par enfant de ce groupe d'âge. Evaluées au nombre moyen de semaines non travaillées, cela représente 127 heures par an. Hausman (1981), sous l'hypothèse que les enfants de moins de six ans représentent des coûts fixes de travail, observe une

réduction des heures offertes de 172 heures. Les autres groupes d'âge peuvent être posés comme ayant un effet nul sans que cela affecte significativement la valeur de la fonction du maximum de vraisemblance. C'est le cas, aussi, pour le fait d'habiter un centre de moins de 30 000 habitants (PETIT) et pour les autres sources de revenus (GAREV). Soulignons qu'être propriétaire n'a pas d'effet significatif sur les heures de réserve.

Tableau 4.1
Les heures de réserve

	Méthode 1	Méthode 2 ¹
CTE	45.295	45.99
CF	-1.800	-
TIME	-0.606	-4.95
ED2	-0.895	-1.74Δ
ED3	0.337	-0.82▲
ED4	-1.645	-7.79
AGE/10	-1.962	-5.37 ⁰
AGE2/1 000	1.060	10.44
ENF1	-2.615	4.89
ENF2	-1.311	-
PETIT	-2.812	-
PROP	-0.327	-1.39Δ
GAREV/10 000	-3.808	-

¹ Voir Annexe 4.6

Niveau du test de Student: 0: 5-10 %
 ●: 10-15 %
 Δ: 15-20 %
 ▲: + 20 %

Tableau 4.2

Moyenne des heures de réserve selon le statut
de participation au marché du travail au cours de l'année

	Moyenne des heures de réserve
Ne participe pas	42,37
Semaines < 52	37,88
Semaines = 52	36,84

Comme on peut le constater au tableau 4.2, les heures de réserve se situent autour de 42 heures pour les personnes qui ne participent pas au marché du travail pour décroître à un peu moins de 37 heures pour celles qui travaillent toute l'année.

Conclusion

Ainsi, les heures de réserve seraient liées principalement à des facteurs d'efficacité dans l'accès au marché du travail à temps plein (CTE, TIME) et à des facteurs qui agissent sur l'efficacité de la production domestique (AGE, AGE2) ou son niveau (ENF1).

Nous avons aussi remarqué que l'influence de la technologie de production domestique, évaluée indirectement par le niveau des autres revenus, n'avait pas d'effet significatif sur les heures de réserve. L'efficacité dans la production domestique ne semble pas dépendre du niveau de scolarité. Le seul résultat significatif est au niveau d'un diplôme universitaire, mais cela peut s'expliquer par des préférences plus fortes pour le travail.

4.3 LE SALAIRE DE RÉSERVE

Nous avons estimé le salaire de réserve selon trois méthodes. Les résultats sont présentés au tableau 4.3. La première déduit les paramètres de la forme réduite du salaire de réserve à partir de l'indice de participation au marché du travail au cours de l'année, ISEM,³ et de la forme réduite du salaire de marché.⁴ Les résultats de cette méthode sont présentés à titre indicatif et ne seront pas discutés.

La méthode de la substitution a été appliquée à la valeur calculée du salaire de marché dans la spécification de l'indice ISEM pour évaluer la forme réduite du salaire de réserve. Les résultats ne seront pas discutés car il s'agit essentiellement d'un résultat intermédiaire.⁵ Nous avons aussi appliqué la méthode de substitution pour évaluer la spécification de l'équation de salaire de réserve (3.6).

Les tests de spécification ont montré que l'élimination de certaines variables de la liste des variables explicatives n'amenait pas une détérioration significative de la valeur du maximum de vraisemblance. C'est le cas pour le terme constant (CTE), la variable de cohorte (CF) et les variables d'éducation. Ceci signifie qu'une personne habitant un centre de plus de 30 000 habitants, sans enfant, locataire en 1971, a un salaire de réserve de 1,00 \$ l'heure. En 1973 (TIME), le salaire de réserve serait plus faible de 14,4 %. On se souviendra que cette variable sert de déflateur implicite des autres revenus et de la valeur de la compensation monétaire.

³ Voir Annexe 4.11.

⁴ Voir Annexe 4.3.

⁵ Le lecteur intéressé peut comparer les résultats de la méthode 1 et de la méthode 2. Les paramètres sont sensiblement du même ordre, mais on observe des variations importantes au niveau des signes.

Tableau 4.3

Le salaire de réserve

Variable	Méthode 1	Méthode 2 ^{1,2}	Méthode 3 ³
CTE	0.265	-	-
CF	-0.061	-	-
TIME	-0.185	-0.071▲	-0.144
ED2	-0.287	-	-
ED3	-0.223	-	-
ED4	-0.253	-	-
AGE/10	-0.459	-0.161	-0.433 ⁰
AGE2/1 000	1.103	0.596	0.953
ENF1	0.806	0.565	0.568
ENF2	-0.140	0.089	0.079
ENF3	-0.098	-0.108	-0.116
PETIT	0.492	0.363	0.360
PROP	0.081	0.081△	-
GAREV/10 000	0.836	0.629	0.707
L1-TR	-	-	0.015△
ZETAR/10 000	-	-	-0.075▲
CHR/10	-	-	0.469●
CHR2/1 000	-	-	-0.815●
BH	-	-	-

¹ Les tests de students réfèrent aux paramètres estimés avant correction pour l'écart-type estimé par le paramètre du salaire de marché.

² Voir Annexe 4.1.

³ Voir Annexe 4.2.

Niveau du test de students: 0: 5-10 %
●: 10-15 %

△: 15-20 %
▲: 20 % +

Les variables d'AGE et d'AGE2 nous indiquent que le salaire de réserve décroît jusqu'à 22,7 ans, puis croît graduellement au cours de la période de vie active sur le marché du travail. Les paramètres correspondant à la présence d'enfants sont sensiblement du même ordre de grandeur que ceux estimés par la seconde méthode.

Au chapitre 2, nous avons émis l'hypothèse que les contraintes de production domestique, principalement celles associées à la présence d'enfants en bas âge, sont un important facteur de rationnement de l'accès au marché du travail en réduisant le temps disponible à cette activité. Le paramètre correspondant à la présence d'enfants de moins de 7 ans (ENF1) nous indique que le salaire de réserve augmente de 56,8 % par enfant alors qu'il n'augmente que de 7,9 % par enfant entre 7 et 15 ans (ENF2) et qu'il diminue de 11,6 % par enfant de plus de 15 ans. Pour sa part, Fortin (1979) a observé sur un échantillon de familles que le salaire de réserve des femmes mariées augmente de 29,7 % lorsque des enfants de moins de six ans sont présents, soit presque la moitié de l'impact que nous avons observé.⁶

Par ailleurs, le fait d'habiter un centre de moins de 30 000 habitants est un facteur de rationnement de l'accès au marché du travail. Ce rationnement se reflète par un salaire de réserve plus élevé de 36,0 %. Par contre, être propriétaire ne semble pas avoir d'effet significatif sur le salaire de réserve.

De notre modèle théorique du chapitre 2, nous savons que plus le niveau des transferts (GAREV) est élevé, plus le salaire de réserve est élevé. De même, lorsque la valeur de la compensation monétaire augmente, le salaire de réserve diminue. Si ces prédictions théoriques ont pu être anticipées par certains, c'est cependant la première fois

⁶ Cela peut provenir des différences de composition des échantillons et des méthodes d'estimation du salaire de réserve.

qu'il est possible de les quantifier. Ainsi, une hausse des transferts de 1 000 \$ se traduira par une augmentation de 7 % du salaire de réserve et donc une réduction de la participation au marché du travail, mais une hausse de 1 000 \$ de la valeur de la compensation monétaire réduit le salaire de réserve de 7 %. On observe un effet négligeable du taux marginal de taxation sur le salaire de réserve.

Nous avons aussi remarqué au chapitre 2, qu'une dimension de la relation entre le salaire de réserve et les heures de réserve est le niveau des coûts indirects de travail. Parmi ces coûts, on identifie ceux résultant de la substitution de la production marchande à la production domestique. Plus les heures de travail sont longues, plus la substitution devrait être importante. Les paramètres nous indiquent que les coûts sont croissants jusqu'à 28,8 heures, puis décroissent. Cela signifierait qu'il existe un niveau maximum de substitution possible.

Si nous examinons, au tableau 4.4, la valeur du salaire de réserve selon le statut de participation au marché du travail au cours de l'année, nous constatons que le salaire de réserve diminue plus l'intensité de la participation au marché du travail est forte. Ce résultat va dans le sens de ce que nous pouvons anticiper de la décision de participer ou non au marché du travail. Les personnes qui ne participent pas ont un salaire de réserve plus élevé que les autres.

Tableau 4.4

Valeur moyenne¹ du salaire de réserve
selon le statut de participation
au marché du travail au cours de l'année

	Méthode 2 (\$/Heure)	Méthode 3 (\$/Heure)
Ne participe pas	4,84	4,45
Semaines < 52	3,40	3,33
Semaines = 51	3,07	3,03

¹ Moyenne géométrique.

Conclusion

Nous observons que le salaire de réserve dépend de facteurs physiques limitant l'accès des femmes au marché du travail telle la présence d'enfants de moins de sept ans, et de facteurs monétaires, tels les coûts de substitution de biens marchands à la production domestique. De plus, il semble que l'importance de la valeur des transferts soit un facteur déterminant du niveau du salaire de réserve.

Par ailleurs, même si le taux marginal de taxation et la valeur de la compensation monétaire ne sont pas significativement différents de zéro, l'ensemble des résultats tend à confirmer la spécification théorique du salaire de réserve résultant de notre modèle d'allocation du temps au Chapitre 2.

4.4 LE SALAIRE DE MARCHÉ

Nous avons estimé le salaire de marché selon trois méthodes. Les paramètres évalués selon ces méthodes sont présentés au tableau 4.5.

Premièrement, nous avons estimé le salaire de marché en forme réduite. Les résultats sont présentés à titre indicatif et ne seront pas discutés.

La seconde méthode est celle traditionnellement utilisée, et correspond à l'hypothèse d'équilibre pour les personnes travaillant les heures types. Ce sont ces résultats que nous discuterons, car, comme nous le verrons plus loin, l'hypothèse d'une rémunération supérieure pour les personnes travaillant les heures types ne peut être vérifiée (méthode 3).

Ainsi, le terme constant et les paramètres associés à l'effet de cohorte, à la résidence, la propriété et les autres

revenus n'ont pas été inclus car ils n'étaient pas significativement différents de zéro. Ceci s'accompagne d'une amélioration du R^2 corrigé et suppose qu'en 1971, le salaire de marché des femmes mariées, sans enfant, de scolarité primaire ou moins, est de 1,00 \$ de l'heure. En 1973, le salaire (TIME) augmente de 29,1 % pour se situer à 1,34 \$.

Le salaire des cadres et professionnelles (PlT0) serait, en 1971, près de 55,0 % supérieur à celui des cols blancs. En 1973, (PlT1) leur salaire est de 30,0 % supérieur à celui des cols blancs. Celui des cols bleus est inférieur de 7,5 % à celui des cols blancs en 1971. L'écart s'élargit à près de 16,0 % en 1973 (P3T1).

Conformément à la théorie du capital humain, nous constatons que le salaire de marché s'accroît de 10 % pour un secondaire partiel, de 21 % pour des études secondaires complétées et des études postsecondaires partielles et de 40 % pour des études universitaires. Ces résultats sont très inférieurs à ceux que nous pouvons observer chez Fortin (1979), Cogan (1978), Hausman (1980) et Cloutier (1986) mais se comparent à ceux de Hanoch (1981).

Par ailleurs, il semble que la naissance d'enfants, en retardant l'accumulation d'expérience de travail, se traduit par une réduction des salaires de 8 % après 15 ans. Les résultats récents de Cloutier (1986) montrent une réduction de 7 % lorsque la femme a des enfants entre 6 et 17 ans. Son résultat le plus surprenant est la réduction de près de 18 % du salaire lorsqu'elle a un enfant de moins de six ans. Une partie de l'explication réside dans le déplacement des champs d'activité des femmes depuis 1973 vers les professions de cadres et professionnelles. Un manque d'accumulation d'expérience suite à une maternité peut, dans ces professions, avoir un impact considérable sur la rémunération.

Les variables d'AGE et AGE2 nous indiquent que le salaire de marché croît jusqu'à 38,4 ans puis décroît lentement, ce qui est en accord avec les prédictions de la théorie du cycle de vie.

Tableau 4.5

Le logarithme du salaire de marché

Variable	Méthode 1 ¹	Méthode 2 ²	Méthode 3 ³	
			Temps partiel	Au moins les heures types
CTE	0.104▲	-	1.439	0.345▲
CF	-	-	-0.083▲	-
TIME	0.172	0.291	0.451	0.147
ED2	0.143	0.106	0.064▲	0.110 ⁰
ED3	0.298	0.213	0.157 ⁰	0.202
ED4	0.598	0.404	0.406	0.300
AGE/10	0.208	0.336	-	0.350
AGE2/1 000	-0.225●	-0.437	0.050▲	-0.418
ENF1	0.047●	-0.031▲	0.290	-
ENF2	-0.029 ⁰	-0.031 ⁰	0.009▲	-0.031●
ENF3	-0.098	-0.081	-	-0.080
PETIT	0.071●	-	-	-
PROP	0.080	-	-	-
GAREV/10 000	0.194	-	-	-
P1T0	-	0.549	0.419	0.670
P1T1	-	0.303	0.254	0.351
P3T0	-	-0.075●	-0.296	0.093▲
P3T1	-	-0.157	-0.480	-0.038▲
PSUP	-	-	-	0.991△
BH	-	0.136△	-0.317▲	0.018▲
Log de vraisemblance		(-919.4)		(-1728.6)

¹ Voir annexe 4.3.

² Voir annexe 4.4.

³ Voir annexe 4.5.

Niveau de signification: 0: 5-10 %
●: 10-15 %

△: 15-20 %
▲: 20 % +

On remarquera que le facteur de correction pour le biais de sélection n'est pas significativement différent de zéro.

Hypothèse de rémunération supérieure pour les personnes travaillant au moins les heures types

Le test de l'hypothèse de rémunération⁷ différente pour les travailleuses à temps plein et à temps partiel montre clairement que nous devons la rejeter. La fonction de vraisemblance étant nettement plus faible avec l'hypothèse de deux états qu'avec celle de la rémunération uniforme. Cela peut s'expliquer par le fait que le salaire est une variable construite qui souffre de biais de simultanéité avec la variable de l'état occupé. De plus, les populations travaillant à temps partiel ou au moins les heures types sont différenciées en termes de scolarité et du nombre d'enfants, comme on le constatera à l'examen de l'annexe 4.5.

Conclusion

Nos résultats pour les paramètres de l'équation de salaire de marché, sous l'hypothèse d'équilibre, se situent parmi les valeurs généralement observées dans la littérature.

Par ailleurs, sur la base du test de maximum de vraisemblance, il semble que nous devons rejeter l'hypothèse d'une rémunération différente pour les travailleurs à temps partiel et pour ceux travaillant au moins les heures types. Une partie de l'explication d'un tel résultat est due à des différences significatives dans les caractéristiques des personnes occupant chacun des états.

⁷ Quandt (1978) souligne que le test d'hypothèse de déséquilibre peut difficilement s'appliquer lorsque la variable de séparation est connue. On peut cependant considérer les paramètres de la méthode 2 comme une pondération des paramètres de l'hypothèse de déséquilibre. Voir à cet effet Goldfeld et Quandt (1976).

Une seconde explication possible est que le salaire est une variable construite qui souffre de biais de simultanéité avec la variable déterminant l'état occupé.

4.5 LES HEURES HEBDOMADAIRES

Nous avons estimé les heures hebdomadaires selon trois méthodes. Premièrement, nous avons estimé les heures hebdomadaires en forme réduite. La seconde méthode est une estimation "classique" des heures hebdomadaires. Les paramètres obtenus peuvent être considérés comme une pondération des paramètres évalués sous l'hypothèse de déséquilibre. La troisième méthode prend la valeur absolue de l'écart entre les heures observées et les heures types. Elle a été appliquée tant à l'hypothèse d'équilibre que de déséquilibre.

Le test de maximum de vraisemblance de l'hypothèse de déséquilibre⁸ montre que nous ne pouvons rejeter cette hypothèse. Par ailleurs, le fait qu'aucun paramètre ne soit significativement différent de zéro pour l'hypothèse d'équilibre, évalué selon la troisième méthode, constitue une vérification indirecte de l'hypothèse du déséquilibre.

⁸ Pour tester l'hypothèse de déséquilibre, l'hypothèse nulle étant l'équilibre, définissons $L(\hat{\beta}_1, \hat{\sigma}_1)$ la valeur de la fonction de vraisemblance pour l'hypothèse d'équilibre et $L(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2)$ pour l'hypothèse de déséquilibre. Le test d'hypothèse est:

$$\mu = \frac{L(\hat{\beta}_1, \hat{\sigma}_1)}{L(\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\sigma}_1, \hat{\sigma}_2)} .$$

Si β_2 est de dimension K , alors $-2 \log \mu$ a une distribution similaire à une χ -carré à $(k + 1)$ degrés de liberté. La valeur calculée de $-2 \log \mu$ est 3 895 pour 5 degrés de liberté. Quandt (1978) souligne que ce test n'est applicable que lorsque la variable de sélection de l'état est endogène.

⁹ Si on rejette cette conclusion cela signifie que les heures offertes suivent une distribution aléatoire autour des heures types. Ce résultat est lié à la forte concentration des observations autour des heures types.

Tableau 4.6

Les heures hebdomadaires

Variable	Méthode 1 ¹	Méthode 2 ²	Méthode 3 ³	
			Équilibre	Déséquilibre
CTE	44.745	60.310	40.95▲	31.45 ⁰
CF	-1.801 ⁰	-1.839●	0.010▲	-2.406 ⁰
TIME	-0.213▲	-2.958	-0.129▲	2.020 ⁰
ED2	-0.814▲	-	-	-
ED3	0.619▲	3.021	-	-
ED4	-1.066▲	0.201▲	-	-
AGE/10	-1.452	-4.911●	-	-
AGE2/1 000	-	8.394 ⁰	0.240▲	-4.209
ENF1	-3.296	3.425 ⁰	0.439▲	-7.605
ENF2	-1.213	-0.562Δ	0.013▲	-1.634
ENF3	-	-0.675▲	-	-
PEIIT	-3.101	-	0.160▲	-4.118
PROP	0.498▲	-	-	-
GAREV/10 000	-4.178	1.524Δ	0.227▲	-17.918
CWAGE	-	-8.526	-0.601▲	5.473 ⁰
L1-TAUX	-	-0.141▲	0.003▲	0.496●
ZETA/1 000	-	-0.677▲	-0.004▲	1.165Δ
P1T0	-	-	-	-
P1T1	-	-	-	-
P3T0	-	-	-	-
P3T1	-	3.462	-	-
BH	-	-12.101	-0.855▲	7.870 ⁰
Temps plein autour de 39,05				
CTE				0.950
TIME				-0.036
P1T0				-
P1T1				0.054 ⁰
P3T0				-
P3T1				0.034▲

¹ Voir annexe 4.7.

² Voir annexe 4.8.

³ Voir annexe 4.9.

Signification des paramètres: 0: 5-10%
●: 10-15%

Δ: 15-20%
▲: + 20%

Les heures types

Le balayage sur l'ensemble des valeurs des heures types comprises entre 37 et 41 heures dégage une valeur maximum de la fonction de vraisemblance pour 39,05 heures. L'intervalle des heures types en 1971 varie de 38 à 41 heures. En 1973, les heures types demeurent les mêmes pour les cols blancs et les cols bleus mais sont concentrées autour de 39 heures pour les cols blancs.

Les heures offertes

Les heures offertes se situent à 31,45 heures pour les femmes sans enfant, nées avant 1945, habitant un centre urbain de plus de 30 000 habitants. On notera une réduction de près de 2,4 heures offertes pour celles nées après 1945; ce qui illustre les attitudes différentes par rapport au marché du travail entre ces deux cohortes. En 1973, une année de forte croissance économique, les heures offertes augmentent de deux heures. Ceci confirme, avec les résultats obtenus pour les heures de réserve, l'hypothèse du travailleur découragé lorsque la situation économique se détériore.

Au chapitre 2, nous avons émis l'hypothèse que la présence d'enfants en bas âge est un important facteur de rationnement de l'accès au marché du travail. Nous observons que la présence d'un enfant de moins de sept ans se traduit par une réduction de 7,6 heures. Pour sa part, Cloutier (1986) observe une réduction de 1,9 heures. Au niveau des semaines annuelles, la réduction est de 6,3 semaines par an ou 1,5 mois. Cela se compare à Fortin (1979) qui observe une réduction de deux mois.

Si nous traduisons nos résultats en terme d'heures annuelles, la présence d'un enfant de moins de sept ans se traduit par une réduction de 424 heures pour les personnes travaillant toute l'année. On observe chez Hurd (1976) des variations entre 300 et

1 600 heures offertes de moins. Pour sa part, Cagan (1978) observe une réduction de 600 heures. Parmi les valeurs les plus faibles observées, mentionnons Fortin (1979) avec 206 heures et Hausman (1981) avec 170 heures de moins offertes annuellement.

La réduction des heures offertes n'est que de 1,6 heures lorsque les enfants ont entre 7 à 15 ans. Ainsi, lorsque les enfants peuvent prendre en charge une partie de la production domestique, plus de temps devient disponible pour le travail marchand.

Les heures offertes diminuent progressivement avec l'âge. Ainsi, à 40 ans, les heures offertes ont diminué de 5,7 heures, à 55 ans de 12,7 heures et à 60 ans de 15 heures. Nous devrions observer sur le marché du travail que plus les femmes sont âgées, plus elles auraient tendance à accepter des emplois à temps partiel.

Le fait d'habiter un centre de moins de 30 000 habitants, nous indique que la taille du marché du travail est un important facteur de rationnement de l'offre de travail, avec une diminution de 4 heures des heures offertes.

Par ailleurs, chaque 1 000 \$ de revenu d'autres sources que le travail (GAREV) réduit les heures offertes de 1,8 heures, mais elles augmentent de 5,5 heures lorsque le salaire est haussé de 1,0 %. On constate cependant que le paramètre correspondant à la valeur de la compensation monétaire n'est pas significativement différent de zéro.

Le paramètre du salaire (CWAGE) est significatif à 10,0 %. Le paramètre de L1-TAUX a le bon signe et est significatif à 15,0 %. L'ordre de grandeur est 1/10 de celui du salaire. Il nous indique qu'une augmentation de 1,0 % du taux d'exemption se traduit par une hausse de une demi-heure des heures offertes.

Le fait que les paramètres du salaire et du taux d'exemption du salaire ne soient pas significativement différents de zéro pour un test à 5 % ne doit pas nous surprendre. En effet, un des résultats de notre analyse théorique, au chapitre 2, a été de montrer que le lien entre le salaire net et l'offre de travail est faible. Cela résulte de l'arbitrage entre le salaire net et l'utilité retirée du temps consacré au travail.

Le facteur de correction pour le biais de sélection est significativement différent de 0,0 à 10,0 %.

Nous avons évalué, au tableau 4.7, les élasticités de salaire et de revenus correspondant à l'hypothèse de déséquilibre. Ainsi, l'effet d'une hausse de 1,0 % du salaire est d'accroître les heures de travail offertes de 0,17 %. Pour sa part, Cloutier (1986) observe une élasticité de 0,2 pour les personnes travaillant à temps plein et 0,1 pour celles travaillant à temps partiel. Dans la version classique, les élasticités observées se comparent à celles de Nakamura, Nakamura et Cullen (1979) et Nakamura et Nakamura (1981).

Par contre, une hausse du taux d'exemption des revenus de 1,0 % n'augmentera les heures offertes que de 0,015 %. Si on examine l'effet combiné, nous constatons qu'une hausse de 1,0 % du salaire net se traduit par une augmentation de 0,173 % des heures offertes. Si nous compensons pour l'effet revenu, la hausse est de 0,24 %. Par ailleurs, l'effet d'une augmentation de 1,0 % des autres revenus se traduira par une réduction de 0,55 % des heures offertes. Au contraire, une hausse de 1,0 % de la valeur de la compensation monétaire indique une augmentation de 0,039 % des heures offertes. L'effet total d'une hausse de 1,0 % de ces revenus est une réduction de 1,07 % des heures offertes.

Les valeurs des élasticités que nous avons obtenues se situent dans l'intervalle des valeurs observées dans la littérature.¹⁰

¹⁰ Voir Annexe 4.10.

Tableau 4.7

Les élasticités de salaire net et de revenus
dans l'équation des heures
(version déséquilibre)

ϵ_{WAGE}	=	0,171	ϵ_{ZETA}	=	0,039
$\epsilon_{1\text{-TAUX}}$	=	0,015	ϵ_{GAREV}	=	-0,545
α^1	=	0,525			
$\epsilon_{\text{W}(1\text{-TAUX})}^2$	=	0,186			
ϵ_{YNET}	=	-1,07			
$\epsilon_{\text{W}(1\text{-TAUX}) u}$	=	0,173			

1 $\alpha = \text{ZETA}/(\text{ZETA} + \text{GAREV})$.

2 Valide sous l'hypothèse d'indépendance des deux termes. Une estimation adéquate de l'élasticité nécessite des analyses de sensibilité.

Nous constatons, au tableau 4.8, que les heures offertes, estimées par la spécification obtenue par le modèle de déséquilibre aux heures types sont croissantes avec l'attachement au marché du travail. Ces heures sont inférieures aux heures types. La version d'équilibre concentre les heures offertes à 40 heures.

Tableau 4.8

Les heures offertes selon l'hypothèse d'équilibre
ou de déséquilibre aux heures types

	Déséquilibre	Équilibre
Ne travaille pas	15,6	40,4
Semaines < 52	19,8	40,1
Semaines = 52	21,8	40,0

Conclusion

Les résultats supportent l'hypothèse que les personnes travaillant les heures types sont en situation de déséquilibre. Ils montrent aussi que les contraintes de production domestique et d'accès au marché du travail sont des facteurs qui limitent les heures offertes. Par ailleurs, nous observons que l'effet du salaire net sur les heures offertes est mitigé comme le laissait entrevoir notre analyse théorique du chapitre 2.

4.6 LES SEMAINES ANNUELLES DE TRAVAIL

Les semaines annuelles de travail ont été estimées en se limitant aux seules personnes qui ont travaillé moins que toute l'année¹⁰.

Nous observons au tableau 4.9¹¹ que les personnes dans la situation de référence (CTE) travaillent 29 semaines par an. En 1973, (TIME) une année de forte conjoncture économique, le nombre de semaines diminue de presque 1. Cependant, ce paramètre n'est pas significativement différent de zéro.

L'exclusion de la variable de cohorte (CF) et des variables d'éducation s'est traduite par une amélioration significative du R^2 - corrigé.

Toutes les professions (P1T0, P1T1, P3T0, P3T1) travaillent cinq semaines de plus que les cols blancs. De plus, les cols bleus en 1973 (P3T1) ont bénéficié de la conjoncture économique et ont travaillé cinq semaines de plus.

¹⁰ Il n'inclut pas les personnes dont les gains hebdomadaires sont inférieurs à 25 \$.

¹¹ Sans enfant, moins de 11 ans de scolarité, col blanc en 1971, habitant un centre de 30 000 habitants ou plus.

Tableau 4.9

Semaines annuelles de travail

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sgn)
CTE	29,074	2.682	10.840	(0.00)
TIME	-0.926	1.208	-0.767	(0.44)
AGE2/1 000	-2.088	1.922	-1.086	(0.28)
ENF1	-6.285	3.297	-1.906	(0.06)
ENF2	-1.613	0.680	-2.372	(0.02)
PETIT	-6.254	2.227	-2.808	(0.00)
P1T0	5.152	1.998	2.578	(0.01)
P1T1	5.722	1.871	3.058	(0.00)
P3T0	5.811	1.800	3.228	(0.00)
P3T1	10.004	1.569	6.377	(0.00)
GAREV/10 000	2.821	7.844	0.360	(0.72)
CWAGE	10.322	5.647	1.828	(0.07)
L1-TAUX	-0.908E-01	0.280	-0.324	(0.75)
ZETA/10 000	-11.006	7.649	-1.439	(0.15)
PAN	4.741	3.750	1.264	(0.21)

Variable dépendante: SEMAINES
 Nombre d'observations: 865.0
 Moyenne: variable dépendante: 25.93736
 Écart-type: variable dépendante: 13.70993
 Écart-type: régression: 13.15558
 Somme quadratique résidus: 0.14711E+06
 R - carré: 0.09414
 R - carré ajusté: 0.07923

La variable AGE2 nous indique une diminution croissante du nombre de semaines travaillées. Ainsi, à 30 ans, c'est 1,9 semaine de moins; à 40 ans, c'est 3,3 semaines; à 50 ans, c'est 5,2 semaines et, à 60 ans, 7,5 semaines. Ces retraits progressifs dumarché du travail peuvent être liés aux conditions de santé qui se détériorent avec l'âge. Cette variable peut être corrélée avec les autres revenus, en particulier les revenus du mari qui augmentent aussi avec l'âge.

La présence d'enfants de moins de 7 ans (ENF1) se traduit par une réduction de 6,3 semaines de travail alors qu'elle n'est que de 1,6 semaines dans le cas des enfants de 7 à 15 ans (ENF2). Ceci montre l'impact considérable des contraintes de production domestique sur le temps disponible au travail marchand.

La variable PETIT mesure l'effet de rationnement de la petite taille du marché du travail. Ainsi, habiter un centre de moins de 30 000 habitants se traduit par une réduction de 6,3 semaines travaillées.

Le paramètre des autres revenus (GAREV) n'est pas significativement différent de zéro et n'a pas le bon signe. Ainsi, une hausse de 1,0 % des autres revenus se traduit par une augmentation de 0,1 % des semaines travaillées comme l'illustre l'élasticité des autres revenus, au tableau 4.10. Ceci montre que l'impact des autres revenus se fait sentir principalement dans l'évaluation de la décision de participer au marché du travail. À partir du moment où une personne participe au marché du travail, ce sont les paramètres de la taxation qui jouent un rôle déterminant, principalement la valeur de la compensation monétaire (ZETA). Ainsi, une hausse de 1,0 % de cette dernière se traduira par une réduction de 0,44 % des semaines offertes. On notera que ce paramètre n'est significatif qu'à 15,0 %. L'effet combiné est une réduction de 0,618 % des semaines offertes pour une hausse de 1 % des revenus nets.

Tableau 4.10

Les élasticités de salaire net et de revenus
dans l'équation des semaines

ϵ_{WAGE}	= 0,398	ϵ_{ZETA}	= -0,438
$\epsilon_{1\text{-TAUX}}$	= 0,0035	ϵ_{GAREV}	= 0,100
α^1	= 0,528		
$\epsilon_{\text{W}(1\text{-TAUX})}^2$	= 0,402		
ϵ_{YNET}	= -0,618		
$\epsilon_{\text{W}(1\text{-TAUX}) u}$	= 0,404		

1 $\alpha = \text{ZETA}/(\text{GAREV} + \text{ZETA})$.

2 Valide sous l'hypothèse d'indépendance des deux termes. Une estimation adéquate de l'élasticité nécessite des analyses de sensibilité.

Si la valeur de la compensation monétaire joue un rôle important dans le nombre de semaines offertes, il en va tout autrement pour le taux marginal de taxation. Le paramètre n'est pas numériquement différent de zéro et n'est pas significativement différent de zéro. De plus, il a le mauvais signe. Une hausse de 1,0 % du taux d'exemption des revenus (1- TAUX), s'accompagne d'une réduction négligeable des semaines (0,0035 %), mais une hausse de 1,0 % du salaire augmente de 0.398 % les semaines offertes. Si on considère l'effet d'une hausse de 1,0 % du salaire net, nous obtenons une augmentation de 0,404 % des semaines offertes. Les paramètres correspondant au salaire net ne sont pas significativement différents de zéro pour un test à 5 %, confirmant nos observations théoriques du chapitre 2 sur les liens faibles existant entre l'offre de travail et le salaire net.

Si nous évaluons le nombre de semaines offertes, nous observons, au tableau 4.11, que les semaines offertes sont plus faibles pour les non-participants au marché du travail, alors qu'elles sont en moyenne de 54 semaines pour les autres. Si nous restreignons les

semaines offertes à une valeur maximum de 52 semaines, elles sont alors respectivement de 45,1 et 47,8: si une personne participe au marché du travail au cours de l'année, elle offre généralement de participer toute l'année. Les facteurs qui réduisent les semaines travaillées seraient indépendants des individus. Dans ce cas, l'analyse des semaines offertes serait mieux conduite par une analyse de probabilité.

Tableau 4.11

**Semaines moyennes calculées
selon le statut de participation au marché du travail**

	Ne travaille pas	Semaines < 52	Semaines = 52
Semaines < 52	45,1	47,7	47,8
Semaines	48,7	54,1	54,0

Conclusion

Les semaines offertes dépendent de facteurs limitant l'accès au marché du travail, tels la taille du marché du travail et les contraintes de production domestique.

Les paramètres du salaire net ne sont pas significativement différents de zéro pour un test à 5 %, ce qui tend à confirmer nos observations théoriques du chapitre 2 sur les liens faibles existant entre l'offre de travail et le salaire net.

Par ailleurs, si le paramètre des autres revenus n'est pas significativement différent de zéro, c'est que le rôle de cette variable se ferait sentir principalement au niveau de la décision de participer au marché du travail. En comparant les valeurs moyennes calculées pour les semaines offertes, nous concluons que le nombre de semaines travaillées serait plus adéquatement évalué par l'analyse de la décision de participer ou non au marché du travail.

4.7 SYNTHÈSE ET CONCLUSION

Deux hypothèses sont à la base de cette thèse. La première suppose que les contraintes de production domestique sont un facteur de réduction de l'accès du marché du travail. Pour comprendre comment la production domestique affecte l'espace des choix des consommateurs, nous avons développé, au chapitre 2, un modèle d'allocation du temps entre le travail, les loisirs et la production domestique qui généralise les modèles de Becker (1965), Lancaster (1966) et Gronau (1973, 1977). Les principaux résultats théoriques de ce modèle réfèrent à deux dimensions de l'offre de travail que nous aborderons respectivement aux sections 4.7.1 et 4.7.2: le salaire de réserve et le temps de travail.

La seconde hypothèse présume que les personnes qui travaillent les heures types seraient en situation de déséquilibre. Son analyse permet de conclure que les personnes qui travaillent les heures types ont une rémunération supérieure à celles qui travaillent à temps partiel. Cette hypothèse sera discutée à la section (4.7.3).

Nous terminerons cette synthèse par une brève conclusion.

4.7.1. Le salaire de réserve

Un de nos objectifs, avec le développement du modèle théorique de l'allocation du temps, était d'examiner les facteurs explicatifs du salaire de réserve. Pour ce faire, nous avons développé le concept de revenu généralisé. L'analyse de statique comparative de ce revenu nous a permis de dégager une spécification théorique du salaire de réserve. Sous certaines hypothèses de mesure des coûts directs et indirects de travail, nous avons pu exprimer le salaire de réserve comme une fonction des paramètres de la taxation (taux marginal de taxation et valeur

de la compensation monétaire) et des heures de réserve. Nous discuterons de ces dernières avant d'aborder spécifiquement le salaire de réserve.

Les heures de réserve

Les heures de réserve sont liées à l'efficacité dans l'accès au marché du travail principalement à temps plein comme le montrent les heures de réserve moyennes des personnes travaillant toute l'année, soit 36,8 heures.

Parmi les facteurs limitant cet accès au marché du travail, les contraintes de production domestique, associées à la présence d'enfants de moins de sept ans, augmentent les heures de réserve de près de 5 heures pour chaque enfant. Un second facteur est lié à l'âge. À partir de 25 ans, les heures de réserve se mettent à croître. Ceci peut être lié à deux phénomènes: d'une part, la perte d'autonomie qui s'accroît graduellement avec l'âge; d'autre part, l'augmentation des revenus du conjoint avec l'âge qui peut avoir une incidence sur la décision de participer au marché du travail.

Nous avons aussi remarqué que l'influence de la technologie de production domestique, évaluée indirectement par le niveau des autres revenus, n'avait pas d'effet significatif sur les heures de réserve. L'efficacité dans la production domestique ne semble pas dépendre du niveau de scolarité. Le seul résultat significatif est au niveau d'un diplôme universitaire, mais cela peut refléter des préférences plus fortes pour le travail.

Le salaire de réserve

Notre approche a permis de dégager deux ensembles de résultats inédits. Premièrement, nous avons montré que les coûts

indirects de travail résultant de la substitution de la production marchande à de la production domestique augmentent jusqu'à un maximum de 29 heures de travail puis diminuent: il existerait une valeur maximum de la production domestique substituable. Deuxièmement, nous avons évalué l'impact des taxes et des transferts sur le niveau du salaire de réserve. Ainsi, une hausse de 1 000 \$ des transferts se traduit par une augmentation du salaire de réserve de 7 %, alors que l'effet est inversé au niveau de la valeur de la compensation monétaire.

Nous avons aussi montré que les contraintes de production domestique, principalement celles associées à la présence d'enfants âgés de moins de sept ans, sont un important facteur de réduction de l'accès au marché du travail. Cela joue, d'une part, en augmentant les heures de réserve de près de 4,9 heures par semaine et, d'autre part, en haussant le salaire de réserve de 56,8 %. Nos résultats s'accordent avec ceux généralement observés dans la littérature et confirment la spécification théorique du salaire de réserve résultant de notre modèle d'allocation du temps du Chapitre 2.

4.7.2. Le temps de travail

Dans le modèle d'allocation du temps que nous avons développé au chapitre 2, le niveau d'utilité est déterminé par les activités. Chaque activité nécessite des biens et du temps. Un des aspects innovateur de cette thèse est de considérer le travail comme une activité. Cela permet d'intégrer les travaux de Cagan (1980) sur les coûts directs de travail dans un cadre plus général.

L'analyse des conditions marginales d'allocation du temps montre que du temps est alloué à l'activité de travail jusqu'à ce que le prix du temps soit égal au salaire net et au prix personnel attaché au temps de travail. Il s'agit d'un résultat théorique

particulièrement important car il établit qu'il existe un arbitrage entre le salaire net et l'utilité marginale du temps de travail. Au niveau empirique, cela se traduit par un lien diffus entre le salaire net et l'offre de travail. C'est ainsi qu'on observe, au niveau des équations des semaines et des heures, que les paramètres du salaire net ne sont pas globalement différents de zéro pour un test à 5 %.

Par ailleurs, une hypothèse sous-jacente à notre hypothèse de départ est que la présence d'enfants en bas âge est un important facteur de réduction de l'offre de travail. Ainsi, la présence d'un enfant de moins de sept ans se traduit par une diminution des heures offertes de 7,6 heures, mais seulement de 1,6 heures lorsque celui-ci a entre sept et quinze ans. La présence d'enfants de moins de sept ans réduit le nombre de semaines offertes de 6,3 semaines contre seulement 1,6 semaines pour des enfants entre sept et quinze ans. Si nous traduisons nos résultats en heures annuelles, nous observons une réduction de 424 heures par an pour la présence d'un enfant de moins de sept ans contre 94 heures pour des enfants entre sept et quinze ans. Ceci illustre les effets des contraintes de production domestique sur le temps disponible au travail marchand.

De plus, il est intéressant de noter que les personnes dans la situation de référence offrent au moins 31,5 heures alors que la substitution de la production domestique par des biens marchands est à son maximum autour de 29 heures.

Les mesures des élasticités de l'offre de travail sont résumées au tableau 4.12. On y observe qu'une hausse de 1 % du salaire net se traduit par une hausse de 0,186 % des heures offertes et de 0,402 % des semaines offertes. En terme d'heures annuelles, la hausse est de 0,581 % ou 5 heures de plus de travail au cours de l'année.

Tableau 4.12
Mesure des élasticités¹ de l'offre de travail

	Heures hebdomadaires	Semaines	Heures Annuelles
Elasticité non compensée			
ϵ WAGE	0,171	0,398	0,569
$\epsilon_{\text{WAGE}(1-\tau)}$	0,186	0,402	0,581
Effets revenus totaux			
ZETA	0,005	-0,003	0,029
GAREV	-0,005	0,001	-0,110
ZETA + GAREV	-0,0004	-0,002	-0,081
Elasticités compensées			
$\epsilon_{\text{WAGE}(1-\tau)} \Big _U$	0,186	0,404	0,662

¹ Evaluée aux valeurs moyennes des travailleurs. Voir Annexe 4.10 pour une comparaison avec les valeurs obtenues dans le cadre d'expériences de revenu minimum garanti. Dans l'ensemble, nos résultats se situent dans l'intervalle des valeurs observées.

Par ailleurs, les effets de revenus totaux sont négligeables sauf lorsque nous évaluons l'offre de travail en heures annuelles. Une hausse de 1 % du revenu net se traduit alors par une réduction de 0,08 % des heures offertes.

Trois conclusions principales se dégagent de l'évaluation que nous venons de faire.

- L'augmentation de la participation des femmes mariées au marché du travail depuis le milieu des années soixante s'expliquerait par deux phénomènes:
 - la hausse du salaire réel,
 - la diminution du salaire de réserve, principalement à cause de la diminution de la taille des familles.
- La différence entre le niveau de l'offre de travail des femmes mariées et celui des hommes mariés serait liée aux contraintes de production domestique. Le fardeau de ces dernières reposerait principalement sur les femmes mariées.
- L'offre de travail des femmes mariées a un degré de sensibilité au salaire et aux revenus qui tend à s'aligner sur celui des hommes mariés.

4.7.3 L'hypothèse de déséquilibre

Nous avons fait l'hypothèse que les personnes travaillant les heures types sont en situation de déséquilibre. Nous avons procédé à l'évaluation de cette hypothèse en définissant un intervalle autour des heures types moyennes qui détermine les personnes travaillant les heures types.

Notre procédure d'estimation nécessite le recours à la valeur absolue de l'écart entre les heures observées et les heures types. Comme les heures types ne sont pas observées, nous les avons évaluées par un balayage sur un ensemble d'heures possibles. La valeur retenue est celle qui maximise la fonction de vraisemblance. Nous observons que les heures types se situent entre 38 et 41 heures. Le test de maximum de vraisemblance de l'hypothèse de l'équilibre des personnes travaillant les heures types montre que

nous ne pouvons rejeter l'hypothèse de déséquilibre. Il s'agit d'une contribution originale de cette thèse.

L'analyse de l'hypothèse de déséquilibre pour les personnes travaillant les heures types nous amenait à conclure que les personnes travaillant les heures types reçoivent une rémunération supérieure à leur salaire de marché. Cependant, le test de maximum de vraisemblance nous amène à rejeter cette conclusion. Ce résultat est cependant loin d'être probant: le salaire de marché est une variable construite qui souffre de biais de simultanéité avec les mesures du temps de travail et donc de l'état occupé.

4.7.4. Conclusion

Dans cette thèse nous avons vérifié l'importance des contraintes de production domestique et des contraintes institutionnelles sur les décisions d'offres de travail.

L'analyse théorique des contraintes de production domestique dans le cadre d'un modèle d'allocation du temps a permis de dégager un résultat particulièrement nouveau du point de vue de la théorie de l'allocation du temps. Nous avons montré qu'il existait un arbitrage entre le salaire net et l'utilité marginale du temps consacré au travail. Au niveau empirique, cela se traduit par un lien faible entre le salaire net et l'offre de travail. C'est un résultat qu'on ne retrouve pas dans les modèles d'allocation du temps.

Par ailleurs, ce même cadre théorique a servi de base au développement d'une mesure du salaire de réserve. Celle-ci a permis de mettre en évidence l'importance des coûts indirects de travail et le rôle des taxes et des transferts dans la détermination du niveau du salaire de réserve. Ce sont là des résultats inédits.

Nous avons aussi montré que les personnes travaillant les heures types au cours d'une semaine sont en situation de déséquilibre.

Ces résultats ouvrent la porte à tout un champ d'études. Ainsi, il nous apparaît important de mieux connaître et comprendre les processus de production domestique et les contraintes qu'impose la composition de l'unité familiale. De plus, il serait judicieux de tester, avec d'autres sources de données, nos résultats de la spécification des heures de déséquilibre. A ce niveau, un travail économétrique important est à réaliser pour mieux évaluer les heures types simultanément avec l'équation des heures offertes.

ANNEXE 1

1.1 L'UTILISATION DE PLUS D'UNE ANNÉE D'ÉCHANTILLON

Les modèles d'offres de travail qui utilisent une seule coupe transversale souffrent souvent de sérieux problèmes de multicolinéarité entre les variables d'âge et d'éducation. Ces modèles reposent sur l'hypothèse que le comportement d'un individu de 20 ans et celui de 40 ans peuvent représenter celui d'un même individu à ces deux âges. Notre hypothèse est que des personnes nées entre deux années déterminées et qui déterminent une cohorte auraient une composante de comportement qui leur est propre et une composante de comportement de cycle de vie. En particulier, dans le cas des deux individus mentionnés plus haut, l'environnement socio-économique dans lequel ils ont grandi, les valeurs et les attitudes qui leur ont été transmises de même que leurs conditions d'insertion sur le marché du travail diffèrent. Le problème économétrique que cela soulève est examiné au graphique 1.

Graphique 1

Effets de cohortes sur le comportement d'une variable

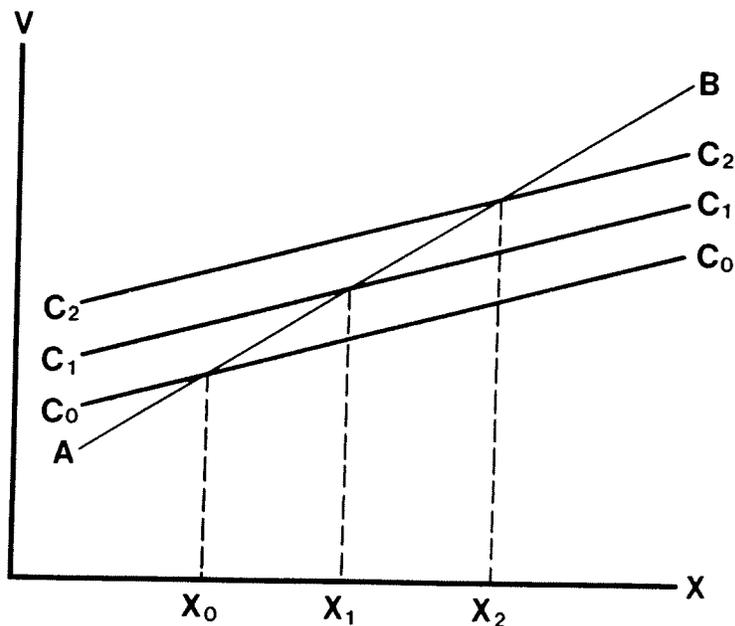


Tableau 1
Distribution des femmes mariées
selon le niveau d'éducation et la cohorte

Scolarité	Nées avant ou en 1945		Nées après 1945	
	1971	1973	1971	1973
Primaire ou moins	51,2	53,3	24,7	24,3
9 à 10 ans	21,2	22,2	29,8	29,4
11 à 13 ans plus post-secondaire partiel	19,3	15,5	31,1	39,2
Certificat plus diplôme d'études postsecondaires	5,3	6,9	9,6	11,5
Degré universitaire	3,0	2,2	4,8	5,6
Poids totaux	91 027	83 627	33 078	42 092

Soit la variable V , dont l'évolution dépend de la variable X . Soit C_0C_0 , C_1C_1 et C_2C_2 , les courbes correspondant respectivement aux cohortes C_0 , C_1 et C_2 . Au temps t_0 , les valeurs de X prises par les différentes courbes sont respectivement X_0 , X_1 et X_2 . Si nous utilisons la seule année t_0 pour estimer l'équation de comportement de V , les paramètres estimés seront biaisés comme l'illustre la courbe AB. Ce problème peut être facilement résolu en utilisant plus d'une année pour estimer l'équation de comportement et par l'utilisation de variables identifiant les différentes cohortes. Dans notre cas, avec deux années d'observation, nous pouvons au plus identifier deux cohortes. Un nombre

plus élevé de cohortes établirait une relation trop forte entre une cohorte et un groupe d'âge particulier. Nous avons retenu les cohortes nées avant 1945 et celles nées après 1945. Cette dichotomie est particulièrement manifeste au niveau de la variable éducation, comme on le constate au tableau 1. Ainsi, les femmes mariées nées avant 1945 sont plus faiblement scolarisées que celles nées après cette période. Plus de 50 % des femmes mariées nées avant 1945 ont une scolarité primaire ou moins, alors que ce n'est le cas que pour 24 % de celles nées après 1945. De plus, entre 24 et 28 % des femmes mariées nées avant ou en 1945 ont 11 ans ou plus de scolarité, contre plus de 45 % pour celles nées après 1945.

1.2 PROCÉDURES D'ÉCHANTILLONNAGE À 1/5 DES ENQUÊTES SUR LES FINANCES DES CONSOMMATEURS DE STATISTIQUE CANADA

Dans les Enquêtes sur les finances des consommateurs de Statistique Canada, chaque observation a un facteur de pondération qui lui est propre. Ce facteur dépend du type de ménage, de l'unité d'échantillonnage, du taux de réponse. Ne connaissant pas ces facteurs, nous avons fait l'hypothèse que des personnes se situant dans un même petit intervalle de pondération ont des caractéristiques similaires.

Nous avons donc retenu 10 classes de pondération. Ces dernières sont décrites au tableau 2. Pour chaque classe de pondération, nous avons déterminé un nombre aléatoire qui a servi à déterminer qu'elle était la première observation retenue. Les observations successivement retenues étaient alors le rang plus cinq, le rang plus dix Cette procédure a été appliquée séparément aux années 1971 et 1973. Ceci a généré un échantillon 1/5 des EFC 1971 et 1973 dont la population a des caractéristiques similaires à celle de l'échantillon total des EFC, comme nous le constatons au tableau 3.

Tableau 2

Classes de pondération pour la sélection
des observations

Classe	Intervalle de pondération
1	Poids < 17
2	17 < Poids < 20
3	20 < Poids < 26
4	26 < Poids < 28
5	28 < Poids < 33
6	33 < Poids < 41
7	41 < Poids < 46
8	46 < Poids < 51
9	51 < Poids < 57
10	57 < Poids

Tableau 3

Comparaison des caractéristiques de l'EFC
et de l'échantillon 1/5

Variables	1971		1973	
	EFC	1/5	EFC	1/5
	Moyenne	Moyenne	Moyenne	Moyenne
CF	0.134	0.132	0.190	0.184
ED2	0.228	0.238	0.244	0.234
ED3	0.217	0.227	0.190	0.197
ED4	0.094	0.103	0.112	0.129
AGE	41.130	40.396	41.428	41.402
ENF1	0.434	0.431	0.406	0.383
ENF2	1.031	1.001	0.917	0.905
ENF3	0.259	0.244	0.249	0.269
PETIT	0.425	0.346	0.459	0.372
PROB	0.567	0.547	0.614	0.572
GAREV	7766.617	8181.825	9275.200	9672.283
P1T0	0.063	0.056	-	-
P3T0	0.068	0.066	-	-
P1T1	-	-	0.073	0.084
P3T1	-	-	0.066	0.077
WAGE	-8.314	-8.332	-7.538	-7.367
HEUR	6.747	6.708	8.509	9.658
SEM	11.532	11.529	12.983	14.425
AREV	403.783	413.368	478.845	505.703
NOMBRE	3 482	695	3 771	755

ANNEXE 2

2.1 LES CONDITIONS DE PREMIER ORDRE DE LA MAXIMISATION DE L'UTILITÉ

Le Lagrangien à être maximisé est:

$$\begin{aligned}
 L = & U(z) + \sum_{j=1}^M \lambda_j (Z_j(X, t_j^c) - Z_j) \\
 & + \sum_{i=1}^N \phi_i (\tilde{X}_i + X_i^H(\tilde{X}, t_i^H) - X_i) \\
 & + \lambda_Y (W(t^M)t^M + A + G(W(t^M)t^M, A) - P^{\sim}X - S) \\
 & + \lambda_T (T - T^H - T^c) + \phi_t^-(t - T^H) + \phi_{t(T^H - t)}^{1,2}
 \end{aligned} \tag{1}$$

À court terme, il existe des valeurs de \tilde{X} qui sont prédéterminées et ce que nous maximisons est l'utilité conditionnelle à ces valeurs prédéterminées (par exemple, les paiements d'hypothèque) et au revenu laissé disponible. Lorsque le temps de travail (t^M) est donné, nous avons le problème de la maximisation de

¹ Nous avons les propriétés suivantes pour:

- la fonction d'utilité: $\frac{\delta U}{\delta Z_i} > 0, \frac{\delta^2 U}{\delta Z_i^2} < 0,$

- la technologie de consommation:
 $\frac{\delta Z_i}{\delta X_j} > 0, \frac{\delta Z_i}{\delta t_j^c} > 0, \frac{\delta^2 Z_i}{\delta X_j^2} < 0, \frac{\delta^2 Z_i}{\delta t_j^c} < 0, \frac{\delta^2 Z_i}{\delta X_j \delta t_j^c} > 0$

- la technologie de production domestique:

$\frac{\delta X_i^H}{\delta X_j} > 0, \frac{\delta X_i^H}{\delta t_i^H} > 0, \frac{\delta^2 X_i^H}{\delta X_j^2} < 0, \frac{\delta^2 X_i^H}{\delta X_j} < 0, \frac{\delta^2 X_i^H}{\delta t_i^H} < 0, \frac{\delta^2 X_i^H}{\delta X_j \delta t_i^H} > 0$

Nous avons aussi $\frac{\delta G(\cdot)}{\delta w t^M} < 0, \frac{\delta G(\cdot)}{\delta A} < 0,$ sauf aux points de changement du programme et du système de taxation.

² Dans la présentation des dérivées premières, nous évitons de présenter les solutions de coin afin de ne pas surcharger une présentation déjà très lourde.

l'utilité sous une contrainte de revenu fixe, le problème traditionnel des consommateurs.

L'examen des conditions de premier ordre de la maximisation du Lagrangien nous permet de retrouver un ensemble de résultats connus dans la théorie du consommateur et dans la théorie de l'entreprise.

Variation des biens composites

$$\frac{\delta L}{\delta Z_j} = U_j - \lambda_j, \quad \frac{\delta U}{\delta Z_j} = U_j, \quad j=1, \dots, M. \quad (2)$$

Ainsi, un bien composite (incluant l'activité de travail) est consommé jusqu'à ce que l'utilité marginale de son utilisation (U_j) soit égale à son coût d'opportunité (λ_j) ou "shadow price". Le taux marginal de substitution entre deux biens composites (incluant l'activité de travail) est égal au rapport de leurs coûts d'opportunité.

$$\text{TMS}_z = \frac{U_a}{U_b} = \frac{\lambda_a}{\lambda_b} \quad a, b=1, \dots, M. \quad (3)$$

Variation des biens

$$\frac{\delta L}{\delta X_i^j} = \lambda_j Z_{ji} - \phi_i, \quad \frac{\delta Z_j}{\delta X_i^j} = Z_{ji}, \quad \begin{array}{l} j=1, \dots, M, \\ i=1, \dots, N. \end{array} \quad (4)$$

On peut considérer le processus d'allocation des biens et du temps dans ce modèle par analogie avec un modèle où serait maximisée la fonction d'utilité d'un individu sous les contraintes des utilités des autres individus et des fonctions de production¹.

¹ Henderson et Quandt (1974, p. 245).

Ainsi, on peut examiner l'effet spécifique d'un bien i sur un bien composite j (X_{ij}). Par exemple, le bien n (le service de transport) peut tout aussi bien être utilisé pour aller assister à un match de football ou pour aller dîner au restaurant.

Le bien i est utilisé dans l'activité de consommation (le bien composite j) jusqu'à ce que l'utilité marginale résultant de son usage ($\lambda_j Z_{ji}$) soit égale à son coût d'opportunité (ϕ_i). Ainsi, le taux marginal de substitution entre deux biens X (les facteurs de production) dans le cas du même bien composite Z (le bien à produire), $TMS_{xx|z}$, est égal au rapport des productivités marginales de ces biens dans la production du bien composite et au rapport du coût d'opportunité des facteurs. Ce résultat est connu dans la théorie du producteur.

$$TMS_{xx|z} = \frac{Z_{ac}}{Z_{ad}} = \frac{\phi_c}{\phi_d}, \quad \begin{array}{l} a, b=1, \dots, M. \\ c, d=1, \dots, N. \end{array} \quad (5)$$

En d'autres termes, dans un repas, le taux marginal de substitution entre le service de transport et la consommation de vin est égal au rapport des prix relatifs personnels. Dans un problème de localisation, cela signifierait que le taux marginal de substitution entre le service de transport et l'espace d'un logement est égal au rapport de leurs prix relatifs personnels.

Variation du temps de consommation

$$\frac{\delta L}{\delta t_j^c} = \lambda_j Z_{jt} - \lambda_T, \quad j=1, \dots, M. \quad (6)$$

Pour $j=M$, le temps non payé consacré à l'activité de travail (incluant le temps de transport) a un coût d'opportunité égal au coût d'opportunité du temps.

Ainsi, si t^M inclus le temps de recherche d'emploi, nous obtenons que, dans son activité de travail, il consacrera du temps à la recherche d'emploi jusqu'à ce que l'utilité marginale du temps consacré à celle-ci soit égale au coût d'opportunité du temps.

Pour $j=1, \dots, M-1$, l'utilité marginale du temps consacré à une activité de consommation est égale au coût d'opportunité du temps et identique pour toutes les activités. Le taux marginal de substitution entre le bien X_i et le temps de consommation dans le bien composite j est égal au rapport des prix implicites du bien X_i et du temps.

$$\text{TMS}_{xt|z} = \frac{Z_{ac}}{Z_{at}} = \frac{\phi_c}{\lambda_T} . \quad (7)$$

Ainsi, le choix que l'on fait dans la consommation d'un repas entre biens et temps de consommation est fonction de l'évaluation personnelle des prix de chacun.

Variation des biens marchands

$$\frac{\delta L}{\delta X_i} = \phi_i - \lambda_y P_i, \quad i=1, \dots, N. \quad (8)$$

Lorsque les biens marchands sont consommés directement, le coût d'opportunité du bien i (ϕ_i) est égal à l'utilité marginale du revenu marginal consacré à l'achat de ce bien ($\lambda_y P_i$). On peut alors écrire, lorsque deux biens sont achetés directement sur le marché, que le taux de substitution entre les biens, étant donné z , est:

$$\text{TMS}_{xx|z} = \frac{Z_{ac}}{Z_{ad}} = \frac{\phi_c}{\phi_d} = \frac{P_c}{P_d} , \quad (9)$$

égal au rapport des prix des facteurs.

$$\frac{\delta L}{\delta X_{ki}^H} = \phi_k X_{ki}^H - \lambda_y P_i, \quad \begin{array}{l} i=1, \dots, N. \\ k=1, \dots, N. \end{array} \quad (10)$$

Lorsque le bien marchand i est utilisé dans la production du bien k , il l'est jusqu'à ce que la valeur de sa productivité marginale soit égale à l'utilité marginale du revenu marginal consacré à l'achat de ce bien marchand. En d'autres mots, cela signifie que ce bien sert d'input jusqu'à ce que l'utilité marginale de sa consommation comme facteur de production soit égale à l'utilité marginale du revenu marginal consacré à l'achat de ce bien marchand.

$$\lambda_j Z_{ji} \tilde{X}_{ik} = \lambda_y P_i. \quad (11)$$

Cela signifie que le taux marginal de substitution entre deux biens marchands substituables dans la production d'un bien est égal au rapport des prix de ces biens marchands.

$$\text{TMS}_{MM} \Big|_x = \frac{\lambda_j Z_{ji} \tilde{X}_{ac}}{\lambda_j Z_{ji} \tilde{X}_{ad}} = \frac{\tilde{X}_{ac}}{\tilde{X}_{ad}} = \frac{\lambda_y P_c}{\lambda_y P_d} = \frac{P_c}{P_d}. \quad (12)$$

$j=1, \dots, M,$
 $a, c, d, i=1, \dots, N.$

Variation du temps de production domestique

$$\frac{\delta L}{\delta t_i^H} = \phi_i X_{it}^H - \lambda_T + \phi_{\underline{t}} - \bar{\phi} \quad i=1, \dots, N. \quad (13)$$

Lorsque nous avons une solution intérieure pour le temps de production domestique ($\phi_{\underline{t}} = \bar{\phi} = 0$), l'utilité marginale du temps consacré à la production du bien i , $\phi_i X_{it}^H$, est égale à l'utilité marginale du temps, λ_T . Lorsqu'une solution de coin

survient, cette égalité ne tient plus parce que la valeur de la productivité marginale du temps dans la production domestique est alors plus grande ou plus petite que l'utilité marginale du temps.

De l'équation (2.15), nous savons que les biens marchands sont des substituts parfaits aux biens produits à la maison. Il existe donc un prix du marché au-delà duquel le bien i sera produit à la maison. C'est le cas lorsque le coût d'opportunité de produire une unité marginale du bien i (ϕ_i^*),

$$\phi_i^* = \sum_{R=1}^m \phi_i X_{iR}^H d X_{iR}^H + \phi_i X_{it}^H d t_i^H, \quad (14)$$

est tout juste égale au coût d'opportunité d'achat sur le marché de cette unité marginale de bien i .

$$\phi_i^* = \phi_i d \tilde{X}_i = \lambda_y P_i d \tilde{X}_i. \quad (15)$$

Par (13), (14) et (15), nous obtenons que le prix de marché au-delà duquel le bien i sera produit à la maison est égal aux coûts unitaires des biens marchands utilisés dans la production de ce

bien, $\sum_{R=1}^m P_R \frac{d \tilde{X}_{iR}}{d \tilde{X}_i}$ et aux coûts unitaires en temps de production

domestique, $\pi \frac{d t_i^H}{d \tilde{X}_i}$.

$$P_i = \sum_{R=1}^m P_R \frac{d \tilde{X}_R^i}{d \tilde{X}_i}, \quad (16)$$

où $\pi = \frac{\lambda_T}{\lambda_y}$ est le prix du temps. Il est maintenant possible de montrer que l'accroissement marginal de la production d'un bien composite Z inclut des coûts directs et indirects en temps et en biens marchands.

Par (14), nous voyons que le prix du temps de production domestique peut être différent du prix du temps à cause des contraintes sur le temps de production domestique.

Variation du temps de travail

$$\frac{\delta L}{\delta t^M} = \lambda_Y(\Omega + \tilde{W}) - \lambda_T \quad (17)$$

$$\text{où } \tilde{W} = \left| \frac{\delta_W(\cdot)t^M}{\delta t^M} + W(\cdot) \right| \left| g_1(\cdot) + 1 \right| \text{ peut être considéré}$$

comme le salaire marginal net et $g_1(\cdot) = \frac{\delta_G(\cdot)}{\delta_W(\cdot)t^M}$ et $\Omega = \frac{\lambda_M}{\lambda_Y} Z_{Mt}$ est la valeur de la productivité marginale du travail.

Ainsi, l'utilité marginale du temps (λ_T) est égale à l'utilité marginale de l'activité de travail plus l'utilité marginale du revenu marginal généré par le temps de travail. Les résultats traditionnels font l'hypothèse que l'utilité marginale du temps de travail est nulle, alors la valeur du temps est égale au salaire marginal net. De plus, beaucoup de modèles négligent la taxation du revenu. Ces modèles obtiennent alors que la valeur du temps est égale au salaire brut.

2.2 ANALYSE DU SALAIRE DE RÉSERVE

Le salaire de réserve peut s'écrire:

$$W_r = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 t_k^M + \gamma_2 t_k^{M^2} + C + (1 - \delta_{1k})G^* - \delta_{2k}D - \xi_k}{(1 - \delta_{2k}(1 - \tau) - g_k - B) t_k^M}$$

Pour que le salaire de réserve soit positif, nous devons avoir le taux de déduction du revenu de travail par le programme de transferts supérieur au taux de taxation marginale et à l'augmentation des coûts directs de travail dépendant du revenu de travail ($\tau > g_k + B$).

Nous avons trois cas à analyser: 1) une personne reçoit le maximum de prestations du programme, $G_1 = G^*$; 2) une personne ne reçoit pas le maximum du programme, $G^* > G_1 > 0$; 3) une personne ne participe pas au programme, $G_1 = 0$. Dans chacun des cas, l'ajustement de taxation (ξ_k) réduit le salaire de réserve individuel parce que ce n'est pas tout le revenu de travail qui est taxé au taux g^* , mais seulement la part en excès de θ_k .

Cas 1: $G_1 = G^*$ et $\delta_{2k} = 0$. Lorsqu'une personne a un salaire de réserve d'équilibre qui lui permet de recevoir le maximum de prestations du programme, le revenu de réserve net, $(W^*t^*) (1-g^*-B)$ doit couvrir les coûts directs et indirects de travail moins un ajustement de taxation.

$$W_1^* = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 t^* + \gamma_2 t^{*2} + C - \xi_k}{(1 - g^* - B) t^*} \quad (18)$$

De plus, le revenu de réserve est inférieur au revenu au-delà duquel la prestation commence à diminuer le seuil de prestation maximale $\frac{D}{1-\tau}$. Ainsi, sous l'hypothèse que les coûts fixes de travail sont égaux à la déduction pour ces coûts appliqués par le programme de transferts, la probabilité que des personnes travaillent tout en recevant le maximum de prestation du programme de transferts dépend de l'écart entre, d'une part, la valeur de la déduction pour les coûts fixes, D , ajustée par le taux net d'exemption des revenus $(\tau - g^* - B)$, et, d'autre part, les coûts variables de travail ajustés pour le taux de réduction de l'aide.

$$(1 - \tau)(\gamma_0 + \gamma_1 t^* + \gamma_2 t^{*2}) < D (\tau - g^* - B). \quad (19)$$

En supposant que le taux d'exemption des revenus et les heures de réserve sont faibles, l'expression (18) pourrait être représentée par l'expression suivante:

$$\gamma_0 < D (\tau - g^* - B). \quad (20)$$

En d'autres termes, la valeur de la déduction pour les coûts fixes de travail, ajustée pour le taux net d'exemption des revenus doit au moins couvrir les coûts fixes indirects de travail.

Cas 2: $G^* > G_1 > 0$. Lorsqu'une personne ne reçoit pas le maximum de prestations du programme, son salaire de réserve d'équilibre est:

$$W_2^* = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 t^* + \gamma_2 t^{*2} - \xi_k}{(\tau - g^* - B) t^*}, \quad C = D. \quad (21)$$

Ce revenu de réserve est compris entre le seuil de prestation maximale $\frac{D}{1-\tau}$ et le seuil de prestation nulle $\frac{G^* + D}{1-\tau}$.

Si on fait l'hypothèse que les coûts fixes de travail sont égaux à la déduction allouée par le programme ($C = D$), le facteur explicatif du niveau élevé du salaire de réserve est le taux net d'exemption du revenu ($\tau - g^* - B$). En général, les programmes de transferts ne considèrent pas comme revenu admissible les montants payés en taxes. Pour nous, il est équivalent de poser $\xi_k = 0$ et

$$\tau = g^* + B + \varepsilon, \quad (22)$$

où ε est le taux d'exemption du revenu de travail en excès des frais de travail proportionnels au revenu de travail et des taxes qui sont déduites du revenu de travail par le programme de transferts.

Par substitution de (22) dans (21), nous obtenons:

$$W_2^* = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 t^* + \gamma_2 t^{*2}}{\varepsilon t^*}. \quad (23)$$

On peut en déduire une prescription importante pour les programmes de transferts: plus le taux d'exemption net des revenus est élevé, plus la participation simultanée au programme de transferts et au marché du travail est possible.

De la borne supérieure des revenus admissibles, nous retrouvons le résultat de Hanoch et Honig (1978) de l'existence d'un taux critique, τ_c , d'exemption des revenus en deçà duquel personne ne participe simultanément au programme et au marché du travail. Le taux net critique, ε_c , d'exemption des revenus nets est:

$$\varepsilon_c = \frac{(1 - g^* - B) (\gamma_0 + \gamma_1 t^* + \gamma_2 t^{*2})}{(G^* + D + \gamma_0 + \gamma_1 t^* + \gamma_2 t^{*2})}. \quad (24)$$

Cette expression peut se simplifier pour devenir:

$$\varepsilon_c = \frac{1}{1 + \frac{G^*}{(1 - g^* - B) (\gamma_0 + \gamma_1 t^* + \gamma_2 t^{*2})}}. \quad (25)$$

Le taux net critique dépend de l'évaluation des coûts indirects de travail aux heures de réserve et de la proportion de la prestation maximale que ceux-ci représentent.

Cas 3: $G_1 = 0$. Lorsqu'une personne ne reçoit pas de prestation du programme, son salaire de réserve d'équilibre est:

$$W_3^* = \frac{\gamma_0 + \gamma_1 t^* + \gamma_2 t^{*2} + C + G^* - \xi_k}{(1 - g_k^* - B) t^*}. \quad (26)$$

Le salaire de réserve est ici très élevé, car le revenu de réserve doit couvrir les coûts directs et indirects de travail et assurer au moins un revenu égal à la prestation maximale du programme. Les deux termes importants sont les coûts fixes de travail et le niveau de la prestation maximum.

ANNEXE 3

3.1 DESCRIPTION DES PROGRAMMES SOCIAUX ET DE L'IMPÔT SUR LE REVENU, 1971 ET 1973

Nous décrivons sommairement les programmes suivants au point de vue des contributions:

- . l'assurance-chômage,
- . le régime des rentes du Québec,
- . l'assurance-maladie,
- . l'impôt sur le revenu du Canada,
- . l'impôt sur le revenu du Québec,
- . et l'aide sociale du point de vue des prestations.

L'assurance-chômage

Le revenu hebdomadaire exempté est de 25 \$ par semaine. Le taux de cotisation est de 0,9 % en 1971 et 1,0 % en 1973. Le revenu maximum assurable est de 150 \$ en 1971 et 160 \$ en 1973.

Le régime des rentes du Québec

Les revenus annuels exemptés sont de 600 \$. Le taux de cotisation de l'employé est de 1,8 % du revenu de travail jusqu'à un maximum assurable de 5 400 \$ en 1971 et 5 900 \$ en 1983.

L'assurance-maladie

Les cotisations à l'assurance-maladie sont basées sur le revenu taxable de l'impôt sur le revenu du Québec.

Le revenu taxable exempté est de 2 000 \$ en 1971 et 2 500 \$ en 1973 pour une personne n'ayant pas de conjoint à charge.

Dans le cas contraire, l'exemption est de 4 000 \$ en 1971 et 5 000 \$ en 1973. Le taux de cotisation est de 0,8 % pour un maximum assurable de 15 625 \$.

L'impôt sur le revenu du Québec

Le revenu taxable est constitué du revenu de travail et des prestations d'assurance-chômage duquel sont déduites: les contributions au régime des rentes du Québec, les exemptions pour enfants à charge, les déductions fixes (100 \$) pour les soins de santé, l'exemption personnelle de base (1 000 \$ en 1971 et 1 500 \$ en 1973), l'exemption en raison de l'âge (500 \$ en 1971, 650 \$ en 1973), la déduction de 3,0 % du revenu de travail jusqu'à un maximum de 150 \$. À partir de 1973, il était possible de déduire les cotisations à l'assurance-chômage. Les taux d'imposition pour les années 1971 et 1973 sont présentés respectivement aux tableaux 1 et 2.

L'impôt sur le revenu du Canada

Le revenu taxable est constitué du revenu de travail et des prestations d'assurance-chômage duquel sont déduites: les contributions au régime des rentes du Québec, les exemptions pour enfants à charge, les déductions fixes (100 \$) pour les soins de santé, l'exemption personnelle de base (1 000 \$ en 1971 et 1 600 \$ en 1973), la déduction de 3,0 % du revenu de travail jusqu'à un maximum de 150 \$. À partir de 1973, il était possible de déduire les cotisations à l'assurance-chômage. Les taux d'imposition pour les années 1971 et 1973 sont présentés respectivement aux tableaux 3 et 4. En 1971, lorsque l'impôt total à payer était inférieur à 200 \$, le facteur de réduction de l'impôt pour le Québec était de 61,5 % et de 50,0 % pour des niveaux supérieurs. En 1973, en plus d'une réduction de l'impôt fédéral de base de 5,0 % jusqu'à un

Tableau 1
Taux d'imposition - Province de Québec
1971

Revenu imposable (\$)	Impôt	
1 000 ou moins	5,5 %	
1 000	55 \$ + 7,0 %	sur les 1 000 \$ suivants
2 000	125 \$ + 8,5 %	1 000 \$
3 000	210 \$ + 9,5 %	1 000 \$
4 000	305 \$ + 11,0 %	2 000 \$
6 000	525 \$ + 13,0 %	2 000 \$
8 000	785 \$ + 15,0 %	2 000 \$
10 000	1 085 \$ + 17,5 %	2 000 \$
12 000	1 435 \$ + 20,0 %	3 000 \$
15 000	2 035 \$ + 22,5 %	10 000 \$
25 000	4 285 \$ + 25,0 %	15 000 \$
40 000	8 035 \$ + 27,5 %	20 000 \$
60 000	13 535 \$ + 30,0 %	30 000 \$
90 000	22 535 \$ + 32,5 %	35 000 \$
125 000	33 910 \$ + 35,0 %	100 000 \$
225 000	68 910 \$ + 37,5 %	175 000 \$
400 000	134 535 \$ + 40,0 %	sur le reste

Tableau 2
Taux d'imposition - Province de Québec
1973

Revenu imposable (\$)	Impôt	
2 000 ou moins	10,0 %	
2 000	200 \$ + 11,0 %	sur les 1 000 \$ suivants
3 000	310 \$ + 12,0 %	2 000 \$
5 000	550 \$ + 14,0 %	2 000 \$
7 000	830 \$ + 16,0 %	2 000 \$
9 000	1 080 \$ + 18,0 %	2 000 \$
11 000	1 560 \$ + 20,0 %	3 000 \$
14 000	2 110 \$ + 22,0 %	10 000 \$
24 000	4 310 \$ + 24,0 %	15 000 \$
39 000	7 910 \$ + 26,0 %	21 000 \$
60 000	13 330 \$ + 28,0 %	sur le reste

Tableau 3
Taux d'imposition - Canada
1971

Revenu imposable (\$)			Impôt
500 ou moins		0 %	
500		16,0 %	sur les 1 500 \$ suivants
2 000	240 \$	+ 18,0 %	1 000 \$
3 000	420 \$	+ 19,0 %	1 000 \$
4 000	610 \$	+ 22,0 %	2 000 \$
6 000	1 050 \$	+ 26,0 %	2 000 \$
8 000	1 570 \$	+ 30,0 %	2 000 \$
10 000	2 170 \$	+ 35,0 %	2 000 \$
12 000	2 870 \$	+ 40,0 %	3 000 \$
15 000	4 070 \$	+ 45,0 %	10 000 \$
25 000	8 570 \$	+ 50,0 %	15 000 \$
40 000	16 070 \$	+ 55,0 %	20 000 \$
60 000	27 070 \$	+ 60,0 %	30 000 \$
90 000	55 070 \$	+ 65,0 %	35 000 \$
125 000	67 820 \$	+ 70,0 %	100 000 \$
225 000	137 810 \$	+ 75,0 %	175 000 \$
400 000	269 070 \$	+ 80,0 %	sur le reste

Tableau 4
Taux d'imposition - Canada
1973

Revenu imposable (\$)			Impôt
500 ou moins		15,0 %	
500		18,0 %	sur les 500 \$ suivants
1 000	75 \$	+ 18,0 %	1 000 \$
2 000	165 \$	+ 19,0 %	1 000 \$
3 000	355 \$	+ 20,0 %	2 000 \$
5 000	555 \$	+ 21,0 %	2 000 \$
7 000	975 \$	+ 23,0 %	2 000 \$
9 000	1 435 \$	+ 25,0 %	2 000 \$
11 000	1 935 \$	+ 27,0 %	2 000 \$
14 000	2 475 \$	+ 31,0 %	3 000 \$
24 000	3 405 \$	+ 35,0 %	10 000 \$
39 000	6 905 \$	+ 39,0 %	15 000 \$
60 000	12 755 \$	+ 43,0 %	21 000 \$
	21 785 \$	+ 47,0 %	sur le reste

Tableau 5

Famille - Prestations maximum d'aide sociale
1971

Nombre d'enfants	Âge des enfants			Prestation
	0-9	10-15	16-17	
0 enfant				76
1 enfant	1	0	0	104
	0	1	0	109
	0	0	1	115
2 enfants	2	0	0	118
	1	1	0	123
	0	2	0	128
	1	0	1	130
	0	1	1	135
	0	0	2	141
3 enfants	3	0	0	131
	2	1	0	137
	1	2	0	141
	2	0	1	144
	0	3	0	147
	1	1	1	149
	0	2	1	154
	1	0	2	155
	0	1	2	160
	0	0	3	166
4 enfants	4	0	0	143
	3	1	0	148
	2	2	0	153
	3	0	1	155
	1	3	0	158
	2	1	1	160
	0	4	0	163
	1	2	1	165
	2	0	2	167
	0	3	1	170
	1	1	2	171
	0	2	2	177
	1	0	3	178
	0	1	3	183
0	0	4	190	

Chaque enfant additionnel: 25 \$
 Enfant 0-9 ans: 10 \$
 Enfant 10-15 ans: 15 \$
 Enfant 16-17 ans: 20 \$

Tableau 6

Famille - Prestations maximum d'aide sociale
1973

Nombre d'enfants	Âge des enfants			Prestation
	0-9	10-15	16-17	
0 enfant	0	0	0	88
1 enfant	1	0	0	117
	0	1	0	123
	0	0	1	129
2 enfants	2	0	0	132
	1	1	0	137
	0	2	0	142
	1	0	1	145
	0	1	1	150
	0	0	2	156
3 enfants	3	0	0	146
	2	1	0	152
	1	2	0	156
	2	0	1	159
	0	3	0	162
	1	1	1	165
	0	2	1	170
	1	0	2	171
	0	1	2	176
	0	0	3	182
4 enfants	4	0	0	158
	3	1	0	164
	2	2	0	169
	3	0	1	171
	1	3	0	174
	2	1	1	176
	0	4	0	179
	1	2	1	181
	2	0	2	183
	0	3	1	187
	1	1	2	188
	0	2	2	194
	1	0	3	195
	0	1	3	200
0	0	4	208	

Chaque enfant additionnel:

Enfant: 0-9 ans, 11 \$; 10-15 ans, 16 \$; 16 ans et +, 21 \$.

maximum de 500 \$, les résidents du Québec bénéficiaient d'une réduction de 24,0 % de l'impôt à payer.

L'aide sociale

Le programme d'aide sociale assure un revenu minimum aux familles. Le montant de l'aide est réduit à 100,0 % pour chaque \$ de revenu considéré par le programme.

Les revenus considérés sont les revenus de travail desquels sont déduits les cotisations sociales et l'impôt prélevé à la source. On alloue, comme dépenses de travail, 40 \$ plus 5 \$ par enfant par mois. Les tableaux 5 et 6 présentent respectivement les prestations pour les familles en 1971 et 1973.

3.2 TAXES, TRANSFERTS ET LA SPÉCIFICATION EMPIRIQUE DE L'OFFRE DE TRAVAIL

Cette annexe se divise en deux parties. À la première partie, nous examinons le calcul du taux marginal de taxation de la valeur de la compensation monétaire et le point de départ de la contrainte budgétaire. La seconde partie discute de la spécification d'une courbe d'offre de travail en présence de taxes et de transferts.

3.2.1 LE CALCUL DU TAUX MARGINAL DE TAXATION, DE LA VALEUR DE LA COMPENSATION MONÉTAIRE ET DU POINT DE DÉPART DE LA CONTRAINTE BUDGÉTAIRE

Considérons un programme de transferts, G , tel que:

$$G = \begin{cases} G^* & \text{si } Y_0 \leq D, \\ G^* - \tau_{G D} Y_D + \sum_{i \neq G} C_i & D < Y_D < G^* + D, \\ 0 & \text{sinon,} \end{cases} \quad (1)$$

où G^* est le maximum de prestations du programme de transferts, Y_D est le revenu considéré par le programme, τ_G est le taux de réduction de l'aide en fonction du revenu e, $\sum_{i \neq G} C_i$ est la somme des cotisations sociales et de l'impôt sur le revenu et D est la déduction applicable au revenu de travail. Le programme de transferts considère le revenu net de travail.

Le programme de cotisations sociales, COTSOC, est tel que:

$$\text{COTSOC} = \begin{cases} 0 & \text{si } Y < Y_A, \\ \tau_A (Y - Y_A) & \text{si } Y_A < Y < Y_B, \\ \tau_A (Y_B - Y_A) & \text{sinon,} \end{cases} \quad (2)$$

où Y est le revenu de travail;

Y_A est le minimum de revenu cotisable;

Y_B est le maximum de revenu cotisable;

τ_A est le taux de cotisation sur la partie du revenu supérieur à Y_A .

Enfin, le programme d'impôt tel que:

$$\text{IMPÔT} = \begin{cases} 0 & \text{si } Y_{\text{TAX}} < Y_C, \\ \tau_C (Y_{\text{TAX}} - Y_C) & \text{si } Y_C < Y_{\text{TAX}} < Y_D, \\ \tau_C (Y_D - Y_A) + \tau_D (Y_{\text{TAX}} - Y_D) & \text{si } Y_{\text{TAX}} \geq Y_D, \end{cases} \quad (3)$$

où Y_{TAX} est le revenu taxable, Y_C et Y_D sont les bornes des différentes classes de revenus taxables et τ_C et τ_D , les taux marginaux s'appliquant aux classes de revenus taxables supérieurs à Y_C .

Nous allons maintenant discuter de certains cas afin d'établir quelles sont les bases de calcul de la valeur de la compensation monétaire. Le premier cas est celui où les seuls revenus sont des revenus de travail, les transferts ne sont pas taxables et les cotisations sociales ne sont pas déductibles

d'impôt. Le second cas est celui où les autres revenus sont inférieurs à la prestation maximale du programme de transferts. Ces autres revenus sont taxables et déductibles à 100 % des prestations. Enfin, le troisième cas est celui où les autres revenus sont supérieurs à la valeur de la prestation du programme de transferts.

Cas 1

Sous l'hypothèse de l'absence de revenus d'autres sources, le revenu considéré par le programme de transfert, la taxation et les cotisations sociales est le seul revenu de travail. Ceci correspond à la contrainte budgétaire G'ABCDEF du graphique 1.

Définissons HREV le revenu du mari, $AREV_G$ les autres revenus considérés par le programme de transferts et les autres revenus $AREV_G$.

Pour chaque intervalle de revenu déterminé par les différents programmes, nous avons calculé les prestations du programme de transferts, les cotisations sociales et l'impôt sur le revenu. Nous avons aussi évalué le taux marginal de taxation s'appliquant pour chacun de ces intervalles de revenu. Au graphique 1, chaque intervalle de revenu détermine un segment sur la courbe G*ABCDEF. La prolongation d'un de ces segments vers l'axe du revenu net nous donne un intercept. L'écart entre ce dernier et la position de départ, G*, vous donne la valeur de la compensation monétaire. L'ensemble de ces évaluations est présenté au tableau 7.

Ainsi, lorsque le revenu de travail est inférieur au niveau de la déduction pour les frais de travail (colonne 1 du tableau 7), la prolongation du segment G*A vers l'axe du revenu net

Graphique 1

Illustration d'un programme de transferts,
de cotisations sociales et impôt sur le revenu

HYP: AREV = 4

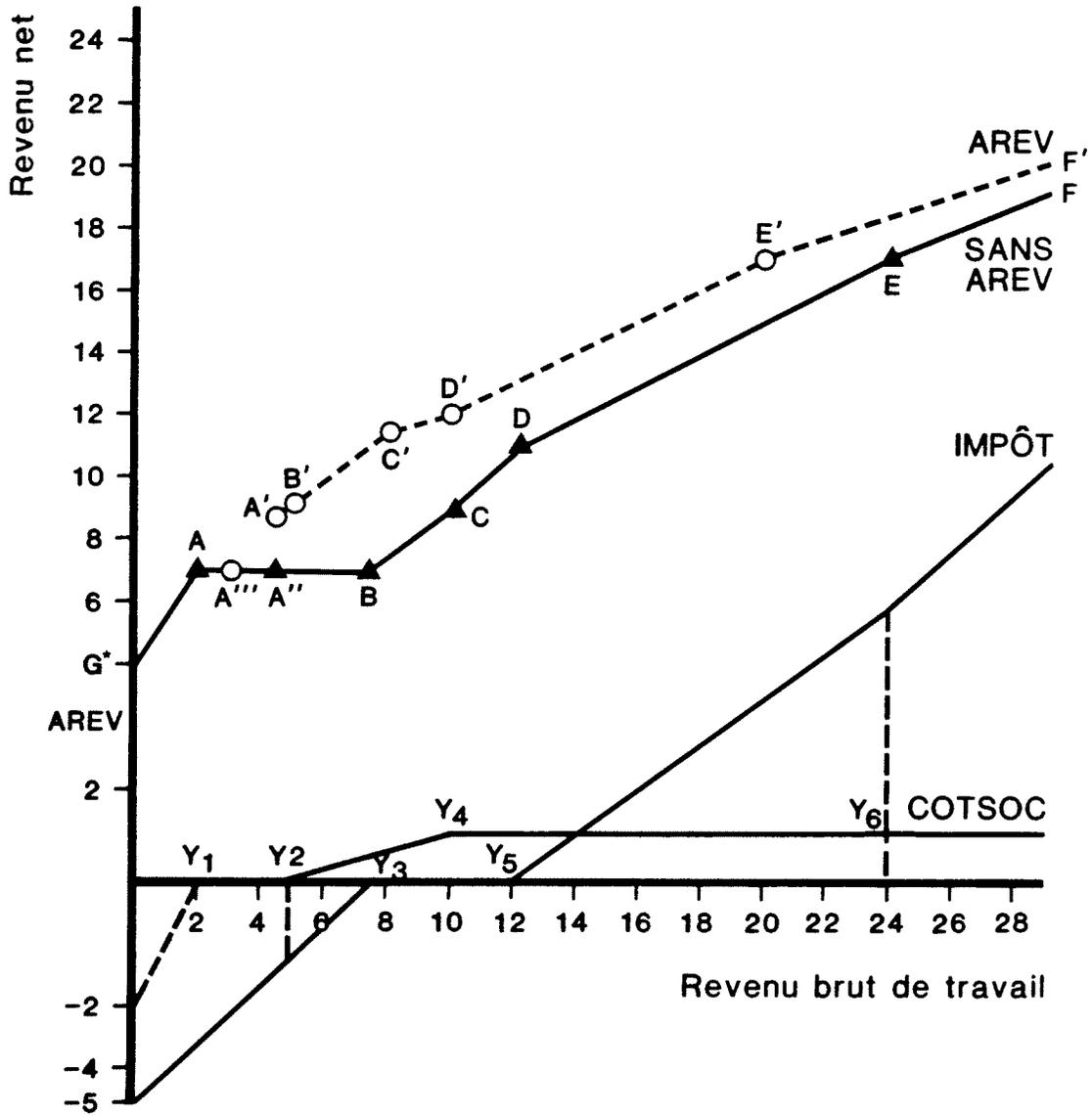


Tableau 7

Valeur de la compensation monétaire pour la taxation marginale et du taux marginal de taxation

Taux marginaux	$Y < Y_1$	$Y_1 \leq Y < Y_2$	$Y_2 \leq Y < Y_3$	$Y_3 \leq Y < Y_4$	$Y_4 \leq Y < Y_5$	$Y_5 \leq Y < Y_6$	$Y \geq Y_6$ ¹
Intercept	G^*	G^*+D	G^*+D	$Y_A^*T_A$	$-T_A^*(Y_B-Y_A)$	$T_c^*Y_c$ $-T_A^*(Y_B-Y_A)$	$T_0^*Y_D$ $-T_c^*(Y_0-Y_c)$ $-A^*(Y_B-Y_A)$
Compensation	0	D	D	$Y_A^*T_A-G^*$	$T_A^*(Y_B-Y_A)$ $-G^*$	$-G^*T_A^*(Y_B-Y_A)$ $+T_c^*Y_c$	$-G^*-T_A^*(Y_B-Y_A)$ $-T_c^*(Y_0-Y_c)$ $+T_0^*Y_D$
Contributions							
Transferts	$-G^*$	$-G^*$ $+T_G^*(Y-D)$	$-G^*$ $-T_A^*(Y-Y_A)$ $+T_G^*(Y-D)$	0	0	0	0
COT SOC	0	0	$T_A^*(Y-Y_A)$	$T_A^*(Y-Y_A)$	$T_A^*(Y_B-Y_A)$	$T_A^*(Y_B-Y_A)$	$T_A^*(Y_B-Y_A)$
IMPÔT	0	0	0	0	0	$T_c^*(Y-Y_c)$	$T_0^*(Y-Y_0)$ $-T_c^*(Y_0-Y_c)$
TOTAL	$-G^*$	$-G^*$ $+T_G^*(Y-D)$	$-G^*$ $-T_G^*(Y-D)$	$T_A^*(Y-Y_A)$	$T_A^*(Y_B-Y_A)$	$T_A^*(Y_B-Y_A)$ $+T_c^*(Y-Y_c)$	$T_A^*(Y_B-Y_A)$ $+T_c^*(Y_B-Y_c)$ $+T_0^*(Y-Y_0)$
Taux marginaux:							
Transferts	0	T_G	T_G-T_A	0	0	0	0
COTSOC	0	0	T_A	T_A	0	0	0
IMPÔT	0	0	0	0	0	c	0
TOTAL	0	T_G	T_G	T_A	0	T_c	T_0

1. Y_1, \dots, Y_6 correspondent à ceux déterminés au graphique 1 par l'articulation des différents programmes.

donne G^* comme intercept. La valeur de la compensation monétaire est nulle.

Par contre, lorsque le revenu de la personne la rend inéligible aux transferts, $Y \geq Y_3$, mais d'un niveau inférieur à celui correspondant au maximum de revenu cotisable, $Y < Y_4$, nous sommes alors sur le segment BC au graphique 1. La prolongation de celui vers l'axe du revenu net montre que l'intercept est égal au taux de cotisation appliqué au revenu limite inférieur de cotisation ($\tau_A Y_A$). La valeur de la compensation monétaire est alors $\tau_A Y_A - G^*$.

Dès lors, il nous est possible de montrer que la valeur de la compensation monétaire, ξ , est égale à la valeur de la taxation marginale du revenu, moins la somme des cotisations, moins la valeur de la prestation maximale du programme de transferts.

$$\xi = (\sum \tau_i)Y - \sum_i C_i - G^* \quad (4)$$

Cas 2

Les autres revenus ne sont pas nuls mais inférieurs à la prestation maximale du programme de transferts. Ceux-ci sont taxables et déductibles à 100 % de la prestation maximale.

Cette situation est décrite au graphique 1 par les segments G^*AA'' et $A'B'C'D'E'F'$. On remarquera qu'il existe une discontinuité entre A' et A'' , car les personnes ayant un revenu de travail supérieur à A''' ont un revenu supérieur en ne recevant pas de transferts.

Cas 3

Il est possible que les autres revenus soient simplement supérieurs à la valeur de la prestation maximale du programme de transferts. Ceci affecte la valeur de la position de départ de la contrainte budgétaire.

De plus, si un revenu n'est pas considéré par le programme de transferts $AREV_{NG}$, ce revenu s'additionne simplement au point de départ que ce revenu soit ou non considéré par la taxation.

Enfin, dans le cas des femmes mariées, le revenu du mari est déduit à 100 % de la valeur de la prestation maximale. Ce revenu doit être considéré sur le même pied que les autres revenus considérés par le programme de transferts $AREV_G$.

Pour tenir compte de ces diverses possibilités et du cas 2, le calcul de la valeur de la compensation monétaire exprimé par (4) doit être modifié.

Si, traditionnellement, nous utilisions comme mesure de la situation initiale de la contrainte budgétaire le revenu du mari et la somme des autres revenus, en présence des taxes et des transferts ces deux mesures ne tiennent plus. Les divers cas examinés plus haut montrent que nous devons utiliser deux autres mesures. Une première mesure est celle des autres revenus non considérés par le programme de transferts. La seconde mesure (GAREV) est le maximum entre la valeur de la prestation maximale du programme de transferts et la somme des autres revenus considérés par le programme de transferts et du revenu du mari.

$$GAREV = \text{MAX}(G^*, AREV_G + HREV) \quad (5)$$

La valeur de la compensation monétaire s'établira donc comme la valeur de la cotisation marginale du revenu $(\sum_i \tau_i)Y$ moins la somme des cotisations plus les autres revenus $(AREV_G + AREV_{NG} + HREV)$ moins la somme des revenus non considérés par le programme de transferts et des GAREV¹.

$$\begin{aligned} \xi = & (\sum_i \tau_i)Y - \sum_i C_i + [AREV_G + AREV_{NG} + HREV] \\ & - [GAREV + AREV_{NG}]. \end{aligned} \quad (6)$$

Nous allons examiner comment ces différentes mesures s'insèrent dans la spécification d'une équation d'offre de travail.

3.2.2 LA SPÉCIFICATION D'UNE COURBE D'OFFRE DE TRAVAIL EN PRÉSENCE DE TAXES ET DE TRANSFERTS

Considérons, au graphique 1, la contrainte budgétaire $G^* A B C D E F$. La distance OC^* mesure la valeur de la prestation maximale du programme de transferts. Ceci correspondrait, au graphique 2, à la distance OA de la courbe d'offre de travail. Le segment G^*A correspondant aux revenus exemptés serait représenté par le segment AA' de la courbe d'offre de travail. Il est possible que, pour un certain ensemble de combinaison de salaire ou de revenus égaux au niveau des déductions, certaines personnes soient en équilibre. Ceci correspondrait au segment $A'A''$ de la courbe d'offre de travail. Pour les personnes se trouvant sur le segment

¹ L'expression (6) est celle retenue dans la procédure utilisée pour calculer le taux marginal de taxation et la valeur de la compensation monétaire, compte tenu des caractéristiques des différents programmes ayant cours au Québec en 1971 et 1973 (Aide sociale, impôt fédéral, impôt provincial, cotisations à l'assurance-chômage, au régime des rentes du Québec et à l'assurance-santé). Ceux-ci sont décrits à l'Annexe 3.1.

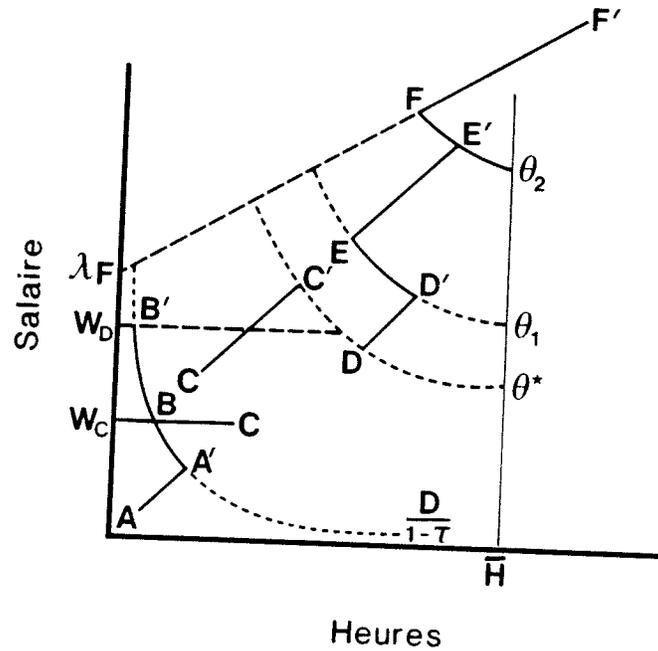
AB, au graphique 1, le segment correspondant, au graphique 2, serait le segment BB'. Le déplacement de l'intercept de la contrainte budgétaire par la valeur est ici représenté par le déplacement de A en B₀. Pour les personnes qui ne participent plus au programme de transferts et qui se retrouvent sur le segment BC, le segment correspondant au graphique 2 est le segment CC'. Le point d'intercept du segment BC correspondrait, au graphique 2, à l'intercept C₀. Au point C du graphique 1, nous pouvons observer des personnes en équilibre pour diverses combinaisons d'heures et de salaire dont le produit est égal à Y_A. Ceci correspondrait au segment C'C'' de la courbe d'offre de travail. Les personnes se trouvant sur le segment CD de la contrainte budgétaire se retrouveraient sur le segment DD' de la courbe d'offre de travail au graphique 2. L'intercept du segment CD correspondrait à l'intercept D₀, au graphique 1.

Ainsi, sous l'hypothèse que les segments AA', BB', CC' et DD' de la courbe d'offre de travail du graphique 2 ne représentent que des déplacements dans l'espace salaire net-travail d'une même courbe d'offre de travail, la valeur de la compensation monétaire, ξ , nous indiquerait l'importance de ces déplacements par rapport à la situation initiale, A. Si nous sommes sur le segment de la courbe d'offre de travail où l'effet de substitution domine l'effet revenu, le paramètre attendu de zéta est positif et celui de GAREV négatif. Les signes attendus sont inversés dans le cas contraire.

Subsiste le problème des segments A'A'', C'C'' et des autres points d'inflexion de la contrainte budgétaire. Ceci correspond aux revenus limites des classes de taxation. Or, le revenu taxable, sauf quelques rares intervalles de revenus, n'est pas le seul revenu de travail. Ainsi, la probabilité d'être sur un de ces segments peut être considérée comme négligeable.

Graphique 2

Courbe d'offre de travail dans un univers avec taxes et transferts



À des fins empiriques, un individu sur un tel segment se verrait attribuer les paramètres de taxation correspondant aux revenus légèrement inférieurs ($Y - \epsilon$).

La forme générale de la fonction d'offre de travail pourrait s'exprimer comme suit:

$$L = X_L^{\beta_{X,L}} + \ln W^{\beta_{W,L}} + \text{GAREV}^{\beta_{G,L}} + \text{AREV}_{NG}^{\beta_{NG,L}} + \log(1 + \tau)^{\beta_{\tau,L}} + \epsilon^{\beta_{\epsilon,L}} + uL. \quad (7)$$

3.3 LES SIGNES ATTENDUS DES PARAMÈTRES

Nous avons six séries de paramètres correspondant aux équations suivantes:

1. L'équation du logarithme du salaire de marché, WAGE.
2. L'équation du logarithme du salaire de réserve, WR.
3. L'équation des heures travaillées, HEURES.
4. Les paramètres définissant l'intervalle de travail à temps plein.
5. L'équation des heures de réserve, HR.
6. L'équation des semaines offertes, SEM.

Nous discuterons des signes attendus des paramètres des diverses équations selon l'ordre des variables que nous utiliserons dans ces équations.

Constante

Sauf pour l'équation définissant l'intervalle de travail à temps plein, le terme constant représente la situation de référence: une employée de bureau (col blanc), née avant 1945, au début du cycle de vie, de niveau d'éducation primaire, sans enfant, locataire et résidant dans un centre de plus de 30 000 habitants.

Pour les équations du logarithme du salaire de marché et du logarithme du salaire de réserve, nous ne pouvons prédire le signe car celui-ci est lié à une valeur supérieure ou inférieure à 1,00 \$ du salaire de marché ou du salaire de réserve.

Pour les équations des heures travaillées, des heures de réserve et des semaines offertes, le paramètre de cette variable ne devrait pas prendre de valeur négative. Le signe attendu est donc positif. Dans la version de déséquilibre des heures travaillées, le signe attendu est indéterminé puisqu'il représente l'écart entre les heures offertes dans la situation de référence et la moyenne des heures types.

Dans l'équation déterminant l'intervalle de travail à temps plein, le terme constant mesure l'intervalle des heures types des cols blancs en 1971. Le signe de ce paramètre est positif.

CF (0 si né au plus tard en 1945 (si né après 1945))

Cette variable ne s'applique pas à l'équation déterminant l'intervalle de travail à temps plein. Au niveau de l'équation du logarithme du salaire de marché, la variable CF joue un double rôle. D'une part, elle nous indique que les personnes nées après 1945 ont une faible expérience de travail, ce qui devrait se traduire par un salaire de marché plus faible. D'autre part, elle sert d'indicateur de la qualité supérieure de l'éducation des personnes nées après 1945, par rapport à celles nées avant, ce qui devrait se traduire par un salaire de marché supérieur. L'effet combiné est indéterminé.

Les heures de réserve ne devraient pas être affectées par cette variable qui n'influence pas la contrainte de production domestique. Au niveau de l'équation du logarithme du salaire de réserve, des semaines et des heures, cette variable joue un double rôle. D'une part, les femmes nées après 1945 ont une plus forte orientation vers le marché du travail que leurs aînées. D'autre part, dans la population en général, les personnes nées après 1945 attachent une plus forte préférence pour le loisir. L'effet net est indéterminé. Il est possible que l'orientation plus poussée vers le marché du travail résulte d'une scolarisation plus poussée. Dans ce cas, l'effet net serait négatif.

TIME (0 si observé en 1971, 1 si observé en 1973)

Cette variable mesure la variation entre 1971 et 1973 de la situation de référence.

Ainsi, on se souviendra qu'entre 1971 et 1973, les prix ont augmenté. Cela se traduit par un ajustement correspondant du salaire de marché et du salaire de réserve puisque cette variable sert de déflateur implicite.

Au niveau de l'équation des heures de réserve, cette variable ne devrait pas être significative car elle n'affecte pas les contraintes de production domestique. Elle peut cependant refléter les effets de la situation économique dans la prise en compte des décisions d'offre de travail.

Enfin, pour les autres équations, la variable TIME joue un double rôle. D'une part, elle sert d'indicateur d'une activité économique plus prononcée en 1973 qu'en 1971. Ceci devrait se traduire par plus d'heures de travail et plus de semaines de travail. D'autre part, le paramètre de cette variable est utilisé comme un déflateur implicite pour les diverses variables à composantes monétaires avec un effet contraire sur les heures et les semaines. L'effet net est indéterminé.

L'effet de cette variable dans la détermination de l'intervalle de travail à temps plein est indéterminé.

EDUCF2, EDUCF3, EDUCF4

Ces variables sont définies comme suit:

$$\text{EDUCF2} = \begin{cases} 1 & \text{si 9 ou 10 ans de scolarité,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

$$\text{EDUCF3} = \begin{cases} 1 & \text{si 11 à 13 ans de scolarité ou post-} \\ & \text{secondaire partiel,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

$$\text{EDUCF4} = \begin{cases} 1 & \text{si diplôme d'études postsecondaires ou} \\ & \text{certificat ou diplôme universitaire,} \\ 0 & \text{sinon.} \end{cases}$$

On s'attend généralement à ce qu'un niveau de scolarité plus élevé se traduise par une plus forte incidence sur la variable dépendante. Les variables d'éducation sont sans objet pour déterminer l'intervalle de travail à temps plein.

Au niveau de l'équation du logarithme du salaire de marché, un niveau d'éducation plus élevé traduit pour l'employeur une productivité plus élevée et se traduit par un salaire de marché plus élevé. Cependant, ces variables agissent sur l'offre de travail dans deux directions opposées. D'une part, un niveau d'éducation plus élevé devrait avoir une incidence positive sur les technologies de production domestique en réduisant le temps requis pour produire une même tâche. Ainsi, les signes attendus pour l'équation des heures de réserve sont négatifs. Ceci devrait avoir aussi un effet négatif sur le salaire de réserve. D'autre part, un niveau d'éducation plus élevé peut se traduire par une plus forte préférence pour le loisir. Ceci devrait avoir un effet positif sur le salaire de réserve et négatif sur les heures hebdomadaires et les semaines par an. L'effet net sur le salaire de réserve est positif si l'effet de préférence pour le loisir est supérieur à l'effet sur la technologie de production (effet qui devrait être très faible).

AGE, AGE2

Ces variables sont sans objet pour la détermination de l'intervalle de travail à temps plein. L'AGE et l'AGE2 sont introduites dans le modèle pour prendre en compte les effets de cycle de vie. On s'attend généralement à une progression de l'offre de

travail jusqu'à un certain seuil puis à une décroissance de celle-ci.

Au niveau de l'équation du logarithme du salaire de marché, celui-ci augmente jusqu'à ce que le taux de dépréciation du capital humain soit tout juste compensé par une accumulation correspondante de capital humain par l'expérience ou l'éducation. À partir de ce seuil, le processus d'accumulation de capital humain cesse de devenir important car l'âge de la retraite approche. Ceci s'accompagne d'une diminution du salaire de marché. Ainsi, on devrait obtenir un paramètre positif pour l'AGE et négatif pour l'AGE2.

Avec l'âge, si les contraintes de production domestique demeurent sensiblement les mêmes, on observe chez certaines personnes une perte graduelle de l'autonomie, ce qui devrait se traduire par une augmentation croissante des heures de réserve. Ce phénomène s'accompagne aussi d'une augmentation des préférences pour le loisir. Ainsi, les paramètres de l'AGE et de l'AGE2 devraient être positifs pour l'équation du logarithme de réserve et des heures de réserve.

ENF1, ENF2, ENF3

Ces variables mesurent respectivement le nombre d'enfants entre 0 et 7 ans, 7 à 15 ans et de plus de 15 ans fréquentant l'école à temps plein. Elles sont sans objet pour la détermination de l'intervalle de travail à temps plein.

Au niveau de l'équation du logarithme du salaire de marché, le nombre d'enfants dans la catégorie 0 à 7 ans mesure indirectement une diminution de l'accumulation d'expérience récente de travail. Le nombre d'enfants dans les autres catégories mesure le même effet mais dans un passé de plus en plus lointain. On

s'attend à ce que le manque d'expérience récente de travail ait un effet cumulatif qui se traduit par des salaires de marché plus faibles plus les enfants sont âgés.

En regard de la production domestique, la présence d'enfants en bas âge augmente considérablement le fardeau de la production domestique. Avec le temps, les enfants sont en mesure de prendre en main une partie de celle-ci. Les signes attendus des équations des heures de réserve et du logarithme du salaire de réserve sont positifs.

De plus, la présence d'enfants constitue aussi une contrainte financière. Plus les enfants sont âgés, plus cette contrainte devient importante car les coûts d'entretien de ceux-ci augmentent. Les heures et les semaines devraient augmenter avec l'âge des enfants et leur nombre. Cependant, plus ils sont âgés, plus ils sont en mesure d'assurer une partie de ces coûts. L'effet net est indéterminé.

PETIT (1 si habite dans un centre de moins de 30 000 habitants où habite la campagne, 0 sinon)

Cette variable mesure l'incidence de la petite taille du marché du travail. Elle est sans objet pour la détermination de l'intervalle de travail à temps plein.

Un petit marché du travail devrait se traduire par des activités de production plus cycliques (pêche, forêt, agriculture) et donc plus sujettes à des périodes de chômage saisonnier. On doit donc s'attendre à un paramètre négatif pour l'équation des semaines.

Dans de tels centres, l'activité productrice est souvent liée à un employeur principal dans un rôle de quasi-monopsonne sur

le marché du travail, ce qui devrait se traduire par un salaire de marché plus faible.

Cette variable ne devrait pas affecter les heures de réserve, le salaire de réserve et les heures offertes.

PROP (1 si propriétaire, 0 sinon)

Cette variable joue un rôle d'indicateur de richesse mais aussi d'endettement. L'importance relative de chacun des effets détermine le signe attendu.

Cette variable est sans objet pour les équations du logarithme du salaire de marché et l'intervalle de travail à temps plein.

GAREV

Cette variable mesure le maximum entre, d'une part, la valeur de la prestation maximale de l'aide sociale (GTRANS) et, d'autre part, les revenus du mari (HREV) et les revenus d'autres sources que le travail (AREV). On a ajouté à GAREV les allocations familiales (ALFAM) qui sont la seule autre source de revenus non considérée dans la détermination du maximum.

$$GAREV = \text{MAX} (GTRANS, HREV + AREV) + ALFAM.$$

Cette variable est sans objet pour les équations du logarithme du salaire de marché et l'intervalle de travail à temps plein.

Au niveau de la production domestique, plus GAREV augmente, plus la technologie de production domestique devrait devenir intensive en capital, diminuant le temps de production domestique

requis pour une production donnée de biens. Ceci devrait se traduire par un signe négatif du paramètre pour les équations des heures de réserve et du logarithme du salaire de réserve.

Par ailleurs, on s'attend généralement à une diminution de l'offre de travail, HEURES et SEM, avec l'accroissement des revenus d'autres sources.

ZETA

Cette variable est la valeur de la compensation monétaire pour la taxation marginale. Elle peut prendre des valeurs négatives. Elle indique alors que la personne, à son revenu de travail potentiel, ne participerait pas au programme de transfert.

L'effet attendu de cette variable est l'inverse de celui de GAREV; ceci parce qu'une hausse de GAREV signifie une hausse des heures et une diminution du revenu disponible, cette diminution se traduisant par un effort de travail accru. Dans le cas du salaire de réserve et des heures de réserve, ZETA est la valeur de la compensation monétaire évaluée pour le revenu de réserve.

LOG (1 - TAUX)

TAUX représente le taux marginal de taxation.

Cette variable est sans objet pour les équations du logarithme au salaire de marché et l'interval de travail.

On s'attend généralement à ce qu'un taux marginal de taxation élevé se traduise par un salaire de réserve élevé. En termes du logarithme de (1 - TAUX), l'effet est inversé et le signe attendu du paramètre est négatif.

Le signe attendu dans les équations des heures et des semaines est le même que celui du logarithme du salaire de marché car la variable d'intérêt est le logarithme du salaire net (Salaire de marché*(1 - TAUX)).

WAGE

Cette variable représente le logarithme du salaire de marché. Elle est sans objet pour toutes les équations sauf les équations des heures et des semaines. On s'attend généralement à un effet positif du salaire sur l'offre de travail.

P1T0, P1T1, P3T0, P3T1

Ces variables ne s'appliquent que dans les équations du logarithme du salaire de marché et de l'intervalle de travail à temps plein. Elles mesurent l'écart entre la valeur moyenne de la situation de référence et la valeur moyenne de la profession à l'année d'observation.

On s'attend généralement à ce que le salaire moyen des cadres et professionnelles (PROFF1) soit supérieur, en 1971 (T0), à celui des cols blancs, et que ce salaire augmente en 1973 (T1). La situation pour les cols bleus est indéterminée.

Les données du graphique 3.1 laissent à penser que ce sont les cols blancs qui travaillent le moins d'heures types, ceci même si les heures types ont tendance à diminuer entre 1971 et 1973. Les paramètres attendus pour la détermination de l'intervalle de travail à temps plein sont donc tous positifs.

θ, γ

Ces paramètres mesurent respectivement la rémunération supplémentaire des travailleuses à temps plein et à temps supplé-

mentaire dans l'équation du logarithme du salaire de marché sous l'hypothèse de déséquilibre. θ devrait être positif. Cependant, le signe de γ est indéterminé car il dépend de l'importance relative dans la population travaillant plus qu'à temps plein des personnes occupant un second emploi. Le salaire de marché de ce second emploi peut être inférieur, supérieur ou égal au salaire de marché de l'emploi principal.

3.4 ILLUSTRATION DE LA SPÉCIFICATION DES HEURES SOUS L'HYPOTHÈSE DE DÉSÉQUILIBRE

Supposons l'équation:

$$Y = 3 + 2X. \quad (8)$$

Celle-ci est illustrée par la courbe pleine au graphique 3. Si nous considérons, comme nous le faisons dans le cas des heures, que les observations pour $Y = 5$ sont en situation de déséquilibre alors que toutes les autres observations sont en équilibre. Pour estimer ceci, nous prenons l'écart, en valeur absolue, de la valeur de la variable, ici Y , et la situation de déséquilibre, 5. Le problème est ici de déterminer la spécification de l'équation pour les observations en équilibre.

Définissons Z comme étant la valeur absolue de l'écart entre Y et 5:

$$Z = |Y - 5|. \quad (9)$$

Alors les observations supérieures à 5 sont décrites par:

$$Z = -2 + 2X, \quad (10)$$

soit la courbe pleine au graphique 1 supérieure à 5. Par contre, les autres observations sont décrites par la courbe (- - -) tel que:

$$Z = 2 - 2X. \quad (11)$$

Définissons W , tel que:

$$W = \begin{cases} 1 & \text{si } Y > 5 \\ -1 & \text{si } Y < 5 \end{cases} \quad (12)$$

En multipliant le membre de droite des équations (10) et (11) par le facteur correspondant de W , l'équation s'écrit alors:

$$Z = -2(W) + 2(X.W). \quad (13)$$

Ainsi, pour obtenir les paramètres adéquats de la spécification des heures offertes pour les personnes en équilibre, il suffit de multiplier par un facteur W_* toutes les variables explicatives, incluant le terme constant.

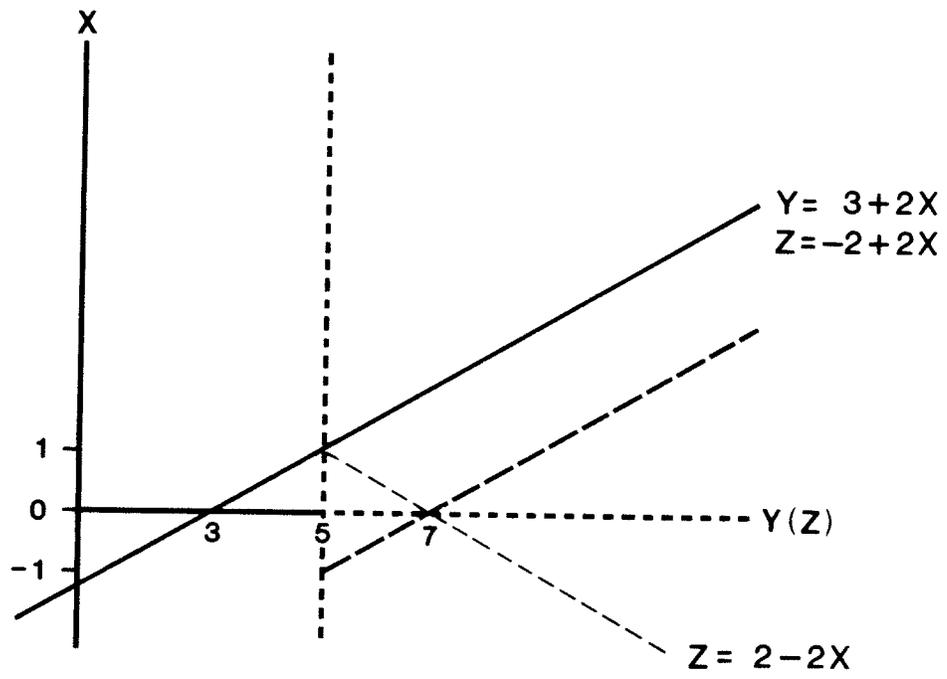
Le problème est alors d'évaluer le terme constant de l'équation, α_0 . Supposons que β_0 est le paramètre de l'écart entre α_0 et la situation de déséquilibre, D_0 . Nous avons alors la relation suivante:

$$\beta_0 = \alpha_0 - D_0. \quad (14)$$

Comme β_0 et D_0 sont connus par la procédure d'estimation, alors la valeur calculée de α_0 est:

Graphique 3

Illustration du traitement adéquat
des observations en équilibre



$$\alpha_0 = \beta_0 + D_0. \quad (15)$$

Dans le cas précédent $\beta_0 = -2$, $D_0 = 5$ et donc $\alpha_0 = 3$ qui est le terme constant de l'équation (8).

ANNEXE 4

4.1 Salaire de réserve, Forme réduite

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
TIME	-0.104	0,847E-01	-1.223	(0,22)	0,504	0,500
AGE/10	-0.234	0,105	-2,237	(0,02)	4,090	1,374
AGE2/1 000	0,868	0,154	5,638	(0,00)	1,861	1,247
ENF1	0,833	0,726E-01	11,471	(0,00)	0,407	0,701
ENF2	0,129	0,369E-01	3,505	(0,00)	0,952	1,281
ENF3	-0,157	0,768E-01	-2,041	(0,04)	0,256	0,589
PETIT	0,528	0,107	4,953	(0,00)	0,359	0,480
PROP	0,118	0,907E-01	1,301	(0,19)	0,560	0,496
GAREV/10 000	0,914	0,183	5,006	(0,00)	0,893	0,402
OWAGE	-1,456	0,230	-6,313	(0,00)	1,000	0,276

Variable dépendante: ISEM
 Nombre d'observations: 1450,0
 Moyenne: variable dépendante: 0,68997
 Écart-type: variable dépendante: 0,46267
 Log-vraisemblance: -717,54

4.2 Salaire de réserve av taxation

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
TIME	-0.237	0,117	-2.028	(0,04)	0,504	0,500
AGE/10	-0.711	0,343	-2,070	(0,04)	4,090	1,374
AGE2/1 00	1,565	0,471	3,320	(0,00)	1,862	1,247
ENF1	0,934	0,158	5,899	(0,00)	0,407	0,701
ENF2	0,129	0,393E-01	3,282	(0,00)	0,952	1,281
ENF3	-0,191	0,840E-01	-2,277	(0,02)	0,256	0,589
PETIT	0,592	0,104	5,717	(0,00)	0,359	0,480
GAREV/10 000	1,162	0,280	4,150	(0,00)	0,893	0,402
L1-TR	0,240E-01	0,172E-01	1,392	(0,16)	-1,725	3,074
ZETAR/10 00	-0,124	0,205	-0,608	(0,54)	1,113	0,510
CHR/10	0,771	0,495	1,558	(0,12)	4,066	0,682
CHR2/1 000	-1,339	0,906	1,478	(0,14)	1,700	0,589
OWAGE	-1,643	0,334	-4,923	(0,00)	1,001	0,276

Variable dépendante: ISEM
 Nombre d'observations: 1450,0
 Moyenne: variable dépendante: 0,68997
 Écart-type: variable dépendante: 0,46267
 Log-vraisemblance: -715,04

4.3 Logarithme du salaire, Forme réduite

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
CTE	0.104	0.165	0.630	(0.53)	1.000	0.000
TIME	0.172	0.319E-01	5.387	(0.00)	0.600	0.490
ED2	0.144	0.414E-01	3.471	(0.00)	0.245	0.430
ED3	0.298	0.425E-01	7.009	(0.00)	0.300	0.459
ED4	0.598	0.518E-01	11.548	(0.00)	0.199	0.399
AGE/10	0.208	0.100	2.079	(0.04)	3.561	1.093
AGE2/1 000	-0.225	0.127	-1.770	(0.08)	1.397	0.849
ENF1	0.467E-01	0.311E-01	1.504	(0.13)	0.221	0.493
ENF2	-0.290E-01	0.171	-1.694	(0.09)	0.705	1.078
ENF3	-0.983E-01	0.263E-01	-3.733	(0.00)	0.231	0.577
PETIT	0.707E-01	0.434E-01	1.629	(0.10)	0.228	0.419
PROP	0.804E-01	0.331E-01	2.429	(0.02)	0.443	0.497
GAREV/10 000	0.194	0.621E-01	3.134	(0.00)	1.001	0.359

Variable dépendante: WAGE
 Nombre d'observations: 1290.0
 Moyenne: variable dépendante: 1.09395
 Écart-type: variable dépendante: 0.58723
 Écart-type: régression: 0.51489
 Somme quadratique résidus: 338.54
 R - carré: 0.23838
 R - carré ajusté: 0.23122

4.4 Logarithme du salaire de marché, Forme standard

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
TIME	0.290	0.410E-01	7.078	(0.00)	0.600	0.490
ED2	0.106	0.431E-01	2.451	(0.01)	0.245	0.430
ED3	0.213	0.458E-01	4.656	(0.00)	0.300	0.459
ED4	0.404	0.626E-01	6.446	(0.00)	0.199	0.399
AGE/10	0.336	0.455E-01	7.381	(0.00)	3.561	1.093
AGE2/1 000	-0.437	0.476E-01	-9.180	(0.00)	1.387	0.849
ENF1	-0.309E-01	0.594E-01	-0.519	(0.60)	0.220	0.493
ENF2	-0.313E-01	0.161E-01	-1.947	(0.05)	0.705	1.073
ENF3	-0.814E-01	0.241E-01	-3.379	(0.00)	0.231	0.577
P1T0	0.549	0.793E-01	6.924	(0.00)	0.072	0.259
P1T1	0.304	0.556E-01	5.464	(0.00)	0.163	0.369
P3T0	-0.746E-01	0.453E-01	-1.648	(0.10)	0.107	0.309
P3T1	-0.157	0.487E-01	-3.215	(0.00)	0.124	0.330
BH	0.136	0.104	1.313	(0.19)	1.065	0.344

Variable dépendante: WAGE
 Nombre d'observations: 1290,0
 Moyenne: variable dépendante: 1,09395
 Écart-type: variable dépendante: 0,58723
 Écart-type: régression: 0,49619
 Somme quadratique résidus: 314,16
 R - carré: 0,29322
 R - carré ajusté: 0,28602

4.5 Logarithme du salaire de marché, Hypthèses de déséquilibre

Régression: salaire de marché pour temps plein et plus

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
ONE	0.345	0.299	1.155	(0,25)	1,000	0,000
TIME	0.147	0.555E-01	2.650	(0,01)	0,476	0,500
ED2	0.109	0.550E-01	1.993	(0,05)	0,266	0,442
ED3	0.202	0.567E-01	3.561	(0,00)	0,286	0,452
ED4	0.300	0.708E-01	4.236	(0,00)	0,129	0,335
AGE/10	0.350	0.151	2.312	(0,02)	3,596	1,108
AGE2/1 000	-0.418	0.195	-2.142	(0,03)	1,416	0,861
ENF2	-0.309E-01	0.189E-01	-1.640	(0,10)	0,691	1,067
ENF3	-0.799E-01	0.357E-01	-2.237	(0,02)	0,252	0,617
P1T0	0.669	0.733E-01	9.126	(0,00)	0,085	0,279
P1T1	0.351	0.565E-01	6.211	(0,00)	0,103	0,304
P3T0	0.930E-01	0.857E-01	1.085	(0,28)	0,182	0,387
P3T1	-0.377E-01	0.672E-01	-0.562	(0,57)	0,158	0,365
PSUB	0.990	0.765	1.294	(0,19)	0,234	0,424
BH	0.192E-01	0.709E-01	0.257	(0,80)	1,096	0,334

Régression: salaire de marché pour moins que temps plein

ONE	1.439	0.233	6.182	(0,00)	1,000	0,000
CF	-0.832E-01	0.865E-01	-0.962	(0,34)	0,268	0,443
TIME	0.451	0.101	4.476	(0,00)	0,679	0,467
ED2	0.635E-01	0.816E-01	0.779	(0,44)	0,231	0,422
ED3	0.157	0.793E-01	1.986	(0,05)	0,310	0,463
ED4	0.406	0.130	3.128	(0,00)	0,244	0,430
AGE2/1 000	0.503E-01	0.918E-01	0.548	(0,58)	1,369	0,842
ENF1	0.290	0.144	2.009	(0,04)	0,253	0,523
ENF2	0.939E-02	0.305E-01	0.308	(0,76)	0,714	1,085
P1T0	0.419	0.103	4.060	(0,00)	0,064	0,245
P1T1	0.254	0.849E-01	2.990	(0,00)	0,201	0,401
P3T0	-0.296	0.115	-2.580	(0,01)	0,058	0,235
P3T1	0.480	0.970E-01	-4.948	(0,00)	0,102	0,303
BH	-0.317	0.278	-1.139	(0,25)	1,046	0,349

Valeur moyenne des variables

Variable	Plein	Partiel
TIME	0,476	0,679
ED2	0,266	0,231
ED3	0,286	0,310
ED4	0,129	0,244
AGE/10	3,596	3,538
AGE2/1 000	1,416	1,369
ENF1	0,170	0,254
ENF2	0,691	0,714
ENF3	0,252	0,218
P1T0	0,085	0,064
P1T1	0,103	0,201
P3T0	0,182	0,058
P3T1	0,158	0,102

4.6 Heures de réserve, Forme réduite

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
ONE	3.866	1.035	3.735	(0.00)	1.000	0.000
TIME	-0.416	0.809E-01	-5.141	(0.00)	0.504	0.500
ED2	-0.146	0.102	-1.429	(0.15)	0.236	0.425
ED3	-0.687E-01	0.106	-0.649	(0.52)	0.212	0.409
ED4	-0.654	0.129	-5.058	(0.00)	0.116	0.321
AGE/10	-0.451	0.230	-1.962	(0.05)	4.090	1.374
AGE2/1 000	0.877	0.264	3.319	(0.00)	1.862	1.247
ENF1	0.411	0.983E-01	4.181	(0.00)	0.407	0.701
PROP	-0.117	0.876E-01	-1.338	(0.18)	0.560	0.496
CHEUR	-0.840	0.216	-3.892	(0.00)	3.087	0.304

Variable dépendante: IH
 Nombre d'observations: 1450.0
 Moyenne: variable dépendante: 0.75420
 Écart-type: variable dépendante: 0.43071
 Log-vraisemblance: -696.36

4.7 Heures hebdomadaires, Forme réduite

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
ONE	44.745	2.148	20.830	(0.00)	1.000	0.000
CF	-1.800	0.960	-1.876	(0.06)	0.223	0.416
TIME	-0.213	0.639	-0.333	(0.74)	0.570	0.495
ED2	-0.814	0.842	-0.966	(0.33)	0.249	0.433
ED3	0.619	0.820	0.755	(0.45)	0.270	0.444
ED4	-1.066	1.033	-1.032	(0.30)	0.173	0.378
AG/10	-1.451	0.395	-3.674	(0.00)	3.676	1.116
ENF1	-3.295	0.577	-5.712	(0.00)	0.257	0.555
ENF2	-1.213	0.313	-3.875	(0.00)	0.854	1.173
PETIT	-3.101	0.845	-3.667	(0.00)	0.291	0.454
PROP	0.498	0.698	0.713	(0.47)	0.505	0.500
GAREV/10 000	-4.178	1.202	-3.476	(0.00)	0.974	0.370

Variable dépendante: HEURES
 Nombre d'observations: 1742.0
 Moyenne: variable dépendante: 32.06006
 Écart-type: variable dépendante: 12.42730
 Écart-type: régression: 12.12407
 Somme quadratique résidus: 0.25430E+06
 R - carré: 0.05422
 R - carré ajusté: 0.04821

4.8 Heures hebdomadaires, Forme standard

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
ONE	60.310	7.372	8.181	(0.00)	1.000	0.000
OF	-1.839	1.177	-1.562	(0.12)	0.223	0.416
TIME	-2.958	1.336	-2.214	(0.03)	0.570	0.495
ED3	3.021	1.146	2.636	(0.01)	0.270	0.444
ED4	0.201	2.558	0.079	(0.94)	0.173	0.378
AGE/10	-4.911	3.225	-1.523	(0.13)	3.675	1.116
AGE2/1 000	8.394	4.415	1.901	(0.06)	1.476	0.886
ENF1	3.425	1.904	1.799	(0.07)	0.257	0.555
ENF2	-0.561	0.427	-1.315	(0.19)	0.854	1.173
ENF3	-0.675	0.669	-1.008	(0.31)	0.255	0.597
GAREV/10 000	1.524	6.866	0.222	(0.82)	0.974	0.370
OWAGE	-8.526	4.090	-2.085	(0.04)	1.068	0.284
L1-TAUX	-0.141	0.231	-0.611	(0.54)	-1.335	2.876
ZETA/10 000	-0.675	6.727	-0.101	(0.92)	1.079	0.370
P3T1T	3.461	0.936	3.697	(0.00)	0.116	0.321
BHOP	-12.101	3.536	-3.422	(0.00)	1.141	0.388

Variable dépendante: HEURES
 Nombre d'observations: 1742.0
 Moyenne: variable dépendante: 32.06006
 Écart-type: variable dépendante: 12.42730
 Écart-type: régression: 12.08609
 Somme quadratique résidus: 0.25212E+06
 R - carré: 0.06231
 R - carré ajusté: 0.05416

Heures hebdomadaires, Hypothèses de déséquilibre

Régression: intervalle de temps plein

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sig.)	Moyenne: X	Écart-type: X
ONE	0.950	0.306E-01	31.092	(0.00)	1.000	0.000
TIME	-0.3598E-01	0.170E-01	-2.117	(0.03)	0.570	0.435
P1T1	0.542E-01	0.296E-01	1.834	(0.07)	0.130	0.337
P3T1	0.339E-01	0.373E-01	0.910	(0.36)	0.116	0.321
SIGMA	0.167	0.579E-01	28.884	(0.00)	-	-

Régression: heures offertes

I1	-8.498	4.309	-1.972	(0.05)	-0.377	0.926
CF	-2.406	1.362	-1.767	(0.08)	-0.089	0.464
TIME1	2.020	1.108	1.824	(0.07)	-0.282	0.701
AGE2/1 000	-4.209	1.568	-2.684	(0.01)	-0.537	1.636
ENF1	-7.605	2.544	-2.990	(0.00)	-0.129	0.598
ENF2	-1.634	0.381	-4.280	(0.00)	-0.322	1.415
OWAGE	5.472	3.157	1.734	(0.08)	-0.451	1.010
PETIT	-4.118	1.240	-3.321	(0.00)	-0.112	0.528
GAREV/10 000	-17.918	8.827	-2.030	(0.04)	-0.405	0.960
L1-TAUX	0.496	0.300	1.657	(0.10)	0.196	3.165
ZETA/10 000	1.165	0.869	1.341	(0.18)	-4.375	10.535
BH1	7.870	4.490	1.753	(0.08)	-0.417	1.131
SIGMA	13.164	0.246	53.493	(0.00)	-	-

Régression: heures offertes d'équilibre

I1	0.992	4.220	0.235	(0.81)	-0.377	0.926
CF	0.101E-01	1.230	0.008	(0.99)	-0.089	0.464
TIME1	-0.129	1.089	-0.118	(0.90)	-0.282	0.701
AGE2/1 000	0.240	1.479	0.162	(0.87)	-0.537	1.636
ENF1	0.439	2.348	0.187	(0.85)	-0.129	0.598
ENF2	0.127E-01	0.384	0.033	(0.97)	-0.322	1.414
OWAGE	-0.601	3.140	-0.192	(0.85)	-0.451	1.009
PETIT	0.160	1.258	0.128	(0.90)	-0.112	0.528
GAREV/10 000	0.227	8.214	0.028	(0.98)	-0.405	0.961
L1-TAUX	0.305E-02	0.272	0.011	(0.99)	0.196	3.165
BH1	-0.359E-02	0.809	-0.004	(0.99)	-4.375	10.535
ZETA/10 000	-0.855	4.227	-0.202	(0.84)	-0.417	1.131

Variable dépendante: HEURES
 Nombre d'observations: 1742.0
 Moyenne: variable dépendante: 32.06006
 Écart-type: variable dépendante: 12.42730
 Écart-type: régression: 12.08609
 Somme quadratique résidus: 0.25212E+06
 R - carré: 0.06231
 R - carré ajusté: 0.05416

4.10 ELASTICITÉS SALAIRE ET REVENUS DES EXPÉRIENCES DE REVENU MINIMUM GARANTI

Auteurs	$\epsilon(W)$	$\frac{\epsilon(W)}{U}$	$\epsilon(V)$
<u>GARY</u>			
Burtless & Hausman (1978, p. 1123)			
Moffitt (1979a, p. 484)			
NIT effect	0,16	0,07	0,07
Non-NIT effet	0,46	0,43	0,45
<u>SEATTLE-DENVER</u>			
Keeley et al. (1978a, p. 882; 1978b, p. 12)	-0,00	0,22	-0,95
Burtless & Greenberg (1982, p.490)			
3 year experiment	0,19	0,37	-0,78
5 year experiment	-0,36	-0,05	-1,32
Robins & West (1980, p. 521)	0,13	0,30	-0,61
Keeley & Robins (1980, p. 317)	-0,00	0,17	-0,64
Johnson & Pencavel (1982a, p. 228)	0,09	0,18	-0,12
Johnson & Pencavel (1982b, p. 20)			
Short run	0,08	0,16	-0,11
Long run	0,12	0,18	-0,07

$\epsilon(W)$ est l'élasticité du salaire net,

$\frac{\epsilon(W)}{U}$ est l'élasticité compensée du salaire net,

$\epsilon(V)$ est l'élasticité revenu.

4.11 PROBABILITÉ DE NE PAS PARTICIPER AU COURS DE L'ANNÉE

ISEM = 1 si SEM 0
 = 0 sinon

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sgn)
CTE	0.161	0.686	0.234	(0.81)
TIME	-0.357	0.825E-01	-4.331	(0.00)
ED2	-0.231	0.102	-2.270	(0.02)
ED3	-0.521	0.113	-4.625	(0.00)
ED4	-0.851	0.143	-5.941	(0.00)
CF	-0.608E-01	0.173	-0.352	(0.72)
AGE/10	-0.666	0.332	-2.007	(0.04)
AGE2/1 000	1.328	0.377	3.525	(0.00)
ENF1	0.759	0.718E-01	10.568	(0.00)
ENF2	0.169	0.382E-01	4.436	(0.00)
PETIT	0.421	0.103	4.101	(0.00)
PROP	0.131E-02	0.908E-01	0.014	(0.98)
GAREV/10 000	0.642	0.155	4.127	(0.00)

Variable dépendante: ISEM
 Nombre d'observations: 1450.0
 Moyenne: variable dépendante: 0.690
 Écart-type: variable dépendante: 0.463
 Log-vraisemblance: -716.99

4.12 PROBABILITÉ DE NE PAS PARTICIPER AU COURS DE LA SEMAINE DE RÉFÉRENCE

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sgn)
CTE	0.540	0.475	1.136	(0.25)
TIME	-0.392	0.826E-01	-4.753	(0.00)
ED2	-0.820E-01	0.104	-0.791	(0.43)
ED3	-0.122	0.115	-1.062	(0.29)
ED4	-0.579	0.141	-4.079	(0.00)
AGE/10	-0.510	0.259	-1.970	(0.05)
AGE2/1 000	1.060	0.311	3.406	(0.00)
ENF1	0.680	0.730E-01	9.307	(0.00)
ENF2	0.982E-01	0.378E-01	2.601	(0.01)
PETIT	0.288	0.104	2.773	(0.00)
PROP	-0.170	0.936E-01	-1.823	(0.07)
GAREV/10 000	0.370	0.156	2.374	(0.02)

Variable dépendante: IH
 Nombre d'observations: 1450.0
 Moyenne: variable dépendante: 0.75420
 Écart-type: variable dépendante: 0.43071
 Log-vraisemblance: -695.94

4.13 INTENSITÉ DE LA PARTICIPATION AU COURS DE L'ANNÉE

Variable	Paramètre	Écart-type	Test T	(Niv. sgn)
CTE	-0.524	0.489	-1.072	(0.28)
TIME	0.320	0.846E-01	3.781	(0.00)
ED2	0.195	0.106	1.836	(0.07)
ED3	0.431	0.117	3.691	(0.00)
ED4	0.860	0.145	5.924	(0.00)
AGE	0.697	0.271	2.571	(0.01)
AGE2	-1.299	0.328	-3.963	(0.00)
ENF1	-0.799	0.782E-01	-10.211	(0.00)
ENF2	-0.193	0.399E-01	-4.846	(0.00)
PETIT	-0.426	0.991E-01	-4.304	(0.00)
GAREV	-0.568	0.152	-3.744	(0.00)

Variable dépendante: PAN
 Nombre d'observations: 1450.0
 Moyenne: variable dépendante: 0.18858
 Écart-type: variable dépendante: 0.46746
 Log-vraisemblance: -662.13

BIBLIOGRAPHIE¹

- AARON, H. et J. Pechman, éditeurs, How Taxes Affect Economic Behavior, Washington, D.C., Brookings Institution, 1981.
- ABOWD, J.M. et O. Ashenfelter, "Unemployment and Compensating Wage Differentials", Working Paper No. 120, Industrial Relations Section, Princeton University, 1979.
- ALLIE, Emile et Pierre Lefebvre, "L'aide sociale et le supplément au revenu de travail: une simulation économique des revenus (salaires) de réserve", L'activité économique, vol. 59:2, 1983, p. 190-207.
- AMEMIYA, T., "Regression Analysis When the Dependent Variable Is Truncated Normal", Econometrica, vol. 41, 1973, p. 997-1017.
- AMEMIYA, T., "Qualitative Response Models: A Survey", Journal of Economic Literature, vol. 19, 1981, p. 1483-1536.
- ANDREWS, M. et S. Nickell, "A Disaggregated Disequilibrium Model of the Labor Market", Oxford Economic Papers, 1986, p. 386-402.
- ASHENFELTER, O., "The Labor Supply Response of Wage Earners", dans Palmer et Pechman, éditeurs, 1978, p. 104-138.
- ASHENFELTER, O., "Unemployment as a Constraint on Labour Market Behaviour", in M. J. Artis and A.R. Nobay, eds., Contemporary Economic Analysis, London: Croome Helm, 1978, p. 149-181.
- ASHENFELTER, O., "Unemployment as Disequilibrium in a Model of Aggregate Labor Supply", Econometrica, Vol. 48, 1980, p. 547-564.
- BARNETT, W. A., "Pollak and Wachter on the Household Production Function Approach", Journal of Political Economy, vol. 85, 1977, p. 1073-1082.
- BARNETT, W. A., "The Joint Allocation of Leisure and Goods Expenditure", Econometrica, vol. 47, 1979, p. 539-604.
- BARNOW, B., G. Cain et A. Goldberger, "Issues in the Analysis of Selectivity Biases", Discussion Paper 600-80, Institute of Research on Poverty, University of Wisconsin at Madison, 1980.
- BARR, N. A. et Robert E. Hall, "The Taxation of Earnings Under Public Assistance", Economica, vol. 42, vol. 168, 1975.

¹ Pour une bibliographie exhaustive, voir Killingsworth (1983).

- BATTALIO, R. C., L. Green et J. H. Kagel, "Income-Leisure Tradeoffs of Animal Workers", American Economic Review, vol. 71, 1981, p. 621-632.
- BECKER, G. S., "A Theory of the Allocation of Time", Economic Journal, vol. 75, 1965, p. 493-517.
- BECKER, G. S., Human Capital, 2nd ed., New York: Columbia University Press, 1975.
- BECKER, G. S., "The Allocation of Time over the Life Cycle", dans G. Ghez et G. S. Becker, The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle, New York: Columbia University Press, 1975, p. 83-132.
- BENASSY, Jean-Pascal, The Economics of Market Disequilibrium, Academic Press, 1982.
- BEN-PORATH, Y., "Labor-Force Participation Rates and the Supply of Labor", Journal of Political Economy, vol. 81, 1973, p. 697-704.
- BLINDER, A. S., R. H. Gordon et D. E. Wise, "Reconsidering the Work Disincentive Effects of Social Security", National Tax Journal, vol. 33, 1980, p. 431-442.
- BLINDER, A.S. et D.E. Wise, "Human Capital and Labor Supply: A Synthesis", Journal of Political Economy, vol. 84, 1976, p. 449-472.
- BLOCH, F., The Allocation of Time to Market and Nonmarket Work within a Family Unit, Technical Report No 114, Institute for Mathematical Studies in the Social Sciences, Stanford University, 1973.
- BLUNDELL, R. W. et I. Walker, "Modelling the Joint Determination of Household Labour Supplies and Commodity Demands", Economic Journal, vol. 92, 1982, p. 351-364.
- BORJAS, G.J., "The Relationship Between Wages and Weekly Hours of Work: The Role of Division Bias", Journal of Human Resources, vol. 15, 1980, p. 409-423.
- BORJAS, G. et J. J. Heckman, "Labor Supply Estimates for Public Policy Evaluation", dans Industrial Relations Research Association, Proceedings of the Thirty-First Annual Meeting, Madison, Wisc.: Industrial Relations Research Association, 1979, p. 320-321.
- BOSKIN, M. J., "The Negative Income Tax and the Supply of Work Effort", National Tax Journal, vol. 20, 1967, p. 353-367.

- BOSKIN, M. J., "The Negative Income Tax and the Supply of Work Effort: Reply [to Kesselman, 1969]", National Tax Journal, vol. 22, 1969, p. 417.
- BOSKIN, M. J., The Economics of Labor Supply, dans Cain et Watts, éditeurs, 1973, p. 163-181.
- BOSKIN, M. J., "The Effects of Government Taxes and Expenditures on Female Labor", American Economic Review, vol. 64, 1974, p. 251-256.
- BROWN, C. V., ed., Taxation and Labour Supply, London: Allen & Unwin, 1981.
- BURTLESS, G. et D. Greenberg, "Inferences Concerning Labor Supply Behavior Based on Limited-Duration Experiments", American Economic Reviews, vol. 72, 1982, p. 488-497.
- BURTLESS, G. et J. A. Hausman, "The Effect of Taxation on Labor Supply: Evaluating the Gary Income Negative Income Tax Experiment", Journal of Political Economy, vol. 86, 1978, p. 1103-1130.
- CAIN, G. G., Married Women in the Labor Force, Chicago: University of Chicago Press, 1966.
- CAIN, G. G., W. Nicholson, C. Mallar et J. Wooldridge, "The Labor-Supply Response of Married Women, Husband Present", Journal of Human Resources, vol. 9, 1974, p. 201-222.
- CAIN, G. G., W. Nicholson, C. Mallar et J. Wooldridge, "Labor-Supply Response of Wives", dans Watts et Rees éditeurs, 1977, p. 115-162.
- CAIN, G.G. et H.W. Watts, éditeurs, Income Maintenance and Labor Supply, New York, Academic Press, 1973.
- CLOUTIER, Eden, "Taxes and the Labour Supply of Married Women in Canada", Discussion paper no 305, Conseil Economique du Canada, 1986.
- COGAN, J. F., "Labor Supply and the Value of Housewife's Time", Rand Corporation, R-1461, 1975
- COGAN, J. F., Negative Income Taxation and Labor Supply: New Evidence from the New Jersey-Pennsylvania Experiment, Report R-2155-HEQW, The Rand Corporation, 1978.
- COGAN, J. F., Married Women's Labor Supply: A Comparison of Alternative Estimation Procedures, dans Smith, éditeur, 1980, p. 90-118.

- COGAN, J. F., Labor Supply with Costs of Labor Market Entry, dans Smith, éditeur, 1980, p. 327-364.
- DaVANZO, J., D. DeTray et D. Greenberg, Estimating Labor Supply Response: A Sensitivity Analysis, Report R-1372-OEO, The Rand Corporation, 1973.
- DaVANZO, J., D. DeTray et D. Greenberg, "The Sensitivity of Male Labor Supply Estimates to Choice of Assumptions", Review of Economics and Statistics, vol. 58, 1976, p. 313-325.
- DEARDORFF, A.V., et F.P. Stafford, "Compensation of Cooperating Factors", Econometrica, Vol. 44, 1976, p. 671-684.
- DEATON, A. et J. Muellbauer, "Functional Forms for Labor Supply and Commodity Demands With or Without Quantity Restrictions", Econometrica, vol. 49, 1981, p. 1521-1532.
- DICKINSON, J. G., Theoretical Labor Supply Models and Real-World Complications, Working Paper No. 312-375, Institute for Research on Poverty, University of Wisconsin, 1975.
- DIEWERT, Walter E., "Choice on Labor Markets and the Theory of Allocation of Time", Research Branch Program Development Service, Department of Manpower and Immigration, Canada, 1972.
- EHRENBERG, R.G., éditeur, Research in Labor Economics, vol. 3, JAI Press, 1980.
- EHRENBERG, R.G., éditeur, Research in Labor Economics, vol. 4, JAI Press, 1981.
- EHRENBERG, R. G. et R. S. Smith, Modern Labor Economics, Glenview, Illinois: Scott, Foresman, 1985.
- FORTIN, Bernard, A Labor Supply Analysis of Low-Income Families in the Province of Québec, mimeo, 1979.
- GARFINKEL, I., On Estimating the Labor Supply Effects of a Negative Income Tax dans Cain et Watts, éditeurs, 1973, p. 205-264.
- GHEZ, G., "The Allocation of Goods over the Life Cycle" dans G. Ghez et G. S. Becker, The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle, New York: Columbia University Press, 1975, p. 46-82.
- GHEZ, G. et G. S. Becker, The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle, New York: Columbia University Press, 1975.
- GHEZ, G. et G. S. Becker, "A Theory of the Allocation of Time and Goods over the Life Cycle" dans G. Ghez et G. S. Becker, The Allocation of Time and Goods over the Life Cycle, New York, Columbia University Press, 1975, p. 1-45.

- GOLDFELD, S. M. et R. E. Quandt, "Techniques for Estimating Switching Regressions", dans Goldfeld et Quandt, Studies in Nonlinear Estimation, Ballinger Publishing Co., 1976.
- GOLDFELD, S. M. et R. E. Quandt, éditeurs, Studies in Nonlinear Estimation, Ballinger Publishing Co., 1976.
- GORDON, R. H. et A. S. Blinder, "Market Wages, Reservation Wages and Retirement Decisions", Journal of Public Economics, vol. 14, 1980, p. 277-308.
- GREENBERG, D. H., Problems of Model Specification and Measurement: The Labor Supply Function, Report R-1085-EDA, The Rand Corporation, 1972.
- GREENBERG, D. H. et M. Kosters, Income Guarantees and the Working Poor: The Effect of Income-Maintenance Programs on the Hours of Work of Male Family Heads, dans Cain et Watts, éditeurs, 1973, p. 14-101.
- GREENBERG, David H. et J. H. Hosek, "Regional Labor Supply Response to Negative Income Tax Programs", The Rand Corporation, R-1785, 1976.
- GREENBERG, D., R. Moffitt et J. Friedmann, "Underreporting and Experimental Effects on Work Effort: Evidence from the Gary Income Maintenance Experiment", Review of Economics and Statistics, vol. 63, 1981, p. 581-589.
- GRONAU, R., "The Effect of Children on the Housewife's Value of Time", Journal of Political Economy, vol. 81, 1973, p. 168-199.
- GRONAU, R., "The Intrafamily Allocation of Time: The Value of the Housewives' Time", American Economic Review, vol. 63, 1973, p. 634-651.
- GRONAU, R., "Wage Comparisons - A Selectivity Bias", Journal of Political Economy, vol. 82, 1974, p. 1119-1143.
- GRONAU, R., "Leisure, Home Production and Work - The Theory of the Allocation of Time Revisited", Journal of Political Economy, vol. 85, 1977, p. 1099-1124.
- GROSSMAN, H.I., "Risk Shifting, Unemployment Insurance and Layoffs" dans Hornstein, Grice et Webb ed., 1981, p. 259-277.
- HAM, J.C., "Estimation of a Labor Supply Model with Censoring Due to Unemployment and Underemployment", Review of Economic Studies, Vol. 49, 1982, p. 333-354.

- HANOCH, G., "The 'Backward-Bending' Supply of Labor", Journal of Political Economy, vol. 73, 1965, p. 636-642.
- HANOCH, G., "Hours and Weeks in the Theory of Labor Supply", dans Smith éditeur, 1980, p. 119-165.
- HARBERGER, A.C. et M. J. Bailey, éditeurs, The Taxation of Income from Capital, Washington, D. C.: Brookings Institution, 1969.
- HAUSMAN, J. A., "The Econometrics of Labor Supply on Convex Budget Sets", Economics Letters, vol. 3, 1979, p. 171-174.
- HAUSMAN, J. A., "The Effect of Wages, Taxes and Fixed Costs on Women's Labor Force Participation", Journal of Public Economics, vol. 14, 1980, p. 161-194.
- HAUSMAN, J. A., "Labor Supply" dans H. Aaron et J. Pechman, éditeurs, How Taxes Affect Economic Behavior, Washington, D.C., Brookings Institution, 1981, p. 27-72.
- HAUSMAN, J. A., "Income and Payroll Tax Policy and Labor Supply" dans L. H. Meyer, éditeur, The Supply-Side Effects of Economy Policy, 1981, p. 173-202.
- HAUSMAN, J. A. et D. A. Wise, "The Evaluation of Results from Truncated Samples: The New Jersey Negative Income Tax Experiment" Annals of Economic and Social Measurement, vol. 5, 1976, p. 421-446.
- HAUSMAN, J. A. et D. A. Wise, "Social Experimentation, Truncated Distributions and Efficient Estimation" Econometrica, vol. 45, 1977, p. 919-938.
- HECKMAN, J. J., "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply", Econometrica, vol. 42, 1974, p. 679-694.
- HECKMAN, J. J., "Effects of Child Care Programs on Women's Work Effort", Journal of Political Economy, vol. 82, p. 136-163.
- HECKMAN, J. J., "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", Annals of Economic and Social Measurement, vol. 5, 1976, p. 475-492.
- HECKMAN, J. J., "Sample Selection Bias as a Specification Error", Econometrica, vol. 47, 1979, p. 153-162.
- HECKMAN, J. J., Sample Selection Bias as a Specification Error dans Smith, éditeur, 1980, p. 206-248.

- HECKMAN, J. J., Comments on the Hausman Paper, Paper presented at National Bureau of Economic Research Conference on Behavioral Simulation Methods in Tax Policy Analysis, Palm Beach, Florida, 1981.
- HECKMAN, J. J. et T. E. MaCurdy, "A Life Cycle Model of Female Labour Supply", Review of Economic Studies, vol. 47, 1980, p. 47-74.
- HECKMAN, J. J. et T. E. MaCurdy, "New Methods for Estimating Labor Supply Functions: A Survey" dans R. G. Ehrenberg, éditeur, Research in Labor Economics, vol. 4, Greenwich, Connecticut: JAI Press, 1981, p. 65-102.
- HECKMAN, J. J. et R. J. Willis, "A Beta-Logistic Model for the Analysis of Sequential Labor Force Participation by Married Women", Journal of Political Economy, vol. 85, 1977, p. 27-58.
- HORNSTEIN, Z., J. Grice and A. Webb, ed., The Economics of the Labor Market, London: Her Majesty's Stationery Office, 1981.
- HURD, M. D., Estimating the Family Labor Supply Function Derived from the Stone-Geary Utility Function, Working Paper No 228, National Bureau of Economic Research, 1978.
- JOHNSON, N. L. et S. Kotz, Distributions in Statistics: Continuous Multivariate Distributions, New York: Wiley, 1972.
- JOHNSON, T. R. et J. H. Pencavel, Utility-Based Hours of Work Functions for Husbands, Wives and Single Females Estimated from Seattle-Denver Experimental Data, Research Memorandum 71, Stanford Research Institute, 1980.
- JOHNSON, T. R. et J. H. Pencavel, "Forecasting the Effects of a Negative Income Tax Program", Industrial and Labor Relations Review, vol 35, 1982, p. 221-234.
- JOHNSON, T. R. et J. H. Pencavel, Dynamic Hours of Work Functions for Husbands, Wives and Single Females, Unpublished manuscript, Stanford Research Institute, 1982.
- JUDGE, G. G., W. E. Griffiths, R. C. Hill, Tsoung-Chao Lee, The Theory and Practice of Econometrics, John Wiley & Sons, 1980.
- KALACHEK, E. D. et F. Q. Raines, "Labor Supply of Lower-Income Workers" dans President's Commission on Income Maintenance Programs, Technical Studies, Washington, D. C.: Government Printing Office, 1970, p. 159-186.
- KEELEY, M. C., Labor Supply and Public Policy, New York: Academic Press, 1981.

- KEELEY, M.C and P. K. Robins, "The Design of Social Experiments: A Critique of the Conlisk-Watts Assignment Model and Its Application to the Seattle and Denver Income Maintenance Experiments", dans R. G. Ehrenberg éditeur, Research in Labor Economics, vol. 3, 1980, p. 293-333.
- KEELEY, M. P., R. Robins, R. Spiegelman et R. West, "The Labor Supply Effects and Costs of Alternative Negative Income Tax Programs", Journal of Human Resources, vol. 13, 1978, p. 3-36.
- KEELEY, M. P., R. Robins, R. Spiegelman et R. West, "The Estimation of Labor Supply Models Using Experimental Data", American Economic Review, vol. 68, 1978, p. 873-887.
- KERACHSKY, S. et C. Mallar, "Alternative Parameterizations of Labor-Supply Responses in the Presence of Welfare" in Mathematica Policy Research, Chap. 8, 1976.
- KESSELMAN, J., "The Negative Income Tax and the Supply of Work Effort: Comment [on Boskin, 1967]", National Tax Journal, vol. 22, 1969, p. 411-416.
- KILLINGSWORTH, M. R., "Must a Negative Income Tax Reduce Labor Supply? A study of the Household's Allocation of Time", Journal of Human Resources, vol. 11, 1976, p. 345-365.
- KILLINGSWORTH, M. R., "A Survey of Labor Supply Models: Theoretical Analysis and First-Generation Empirical Results" in R. G. Ehrenberg, ed., Research in Labor Economics, vol. 4, Greenwich, Conn.: JAI Press, 1981, p. 1-64.
- KILLINGSWORTH, M. R., Labor Supply, Cambridge University Press, 1983.
- KOSTERS, M., "Effects of an Income Tax on Labor Supply" dans A. C. Harberger et M. J. Bailey, éditeurs, The Taxation of Income from Capital, Washington, D. C.: Brookings Institution, 1969, p. 301-324.
- KURZ, M. et all., A Cross Sectional Estimation of Labor Supply for Families in Denver, 1970, Stanford Research Institute, no 24, 1974.
- LANCASTER, K. J., "A New Approach to Consumer Theory", Journal of Political Economy, vol. 74, 1966, p. 132-157.
- LANDSBERGER, M. et U. Passy, "Human Capital, Its Shadow Price and Labor Supply", Operations Research, Statistics and Economics Mimeograph Series, No 138, Faculty of Industrial and Management Engineering, Technion-Israel Institute of Technology, 1973.

- LEE, Lung-Fei, "Simultaneous Equations Model with Discrete and Censored Variables", dans Manski et McFadden éditeur, Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications, MIT Press, 1981.
- LEIBOWITZ, A., "Production within the Household", American Economic Review, vol. 64 (2), 1974, p. 243-250.
- LEUTHOLD, J. H., "An Empirical Study of Formula Income Transfers and the Work Decision of the Poor", Journal of Human Resources, vol. 3, 1968, p. 312-323.
- LEUTHOLD, J. H., "The Effect of Taxation on the Probability of Labor Force Participation by Married Women", Public Finance, vol. 33, 1978, p. 280-294.
- LEUTHOLD, J. H., "The Effect of Taxation on the Hours Worked by Married Women", Industrial and Labor Relations Review, vol. 31, 1978, p. 520-526.
- LEWIS, H. G., "Hours of Work and Hours of Leisure" dans Industrial Relations Research Association, Proceedings of the Ninth Annual Meeting, Madison, Wisc.: Industrial Relations Research Association, 1957, p. 195-206.
- MACHLUP, F., "Equilibrium and Disequilibrium: Misplaced Concreteness and Disguised Politics", Economic Journal, Vol. 68, 1958, p. 1-24.
- MADDALA, G. S., Limited-Dependent and Qualitative Variables in Econometrics, Cambridge University Press, 1983.
- MANSKI, C. F. et D. McFadden, éd., Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications, MIT Press, 1981.
- MASTERS, S. et I. Garfinkel, Estimating the Labor Supply Effects of Income Maintenance Alternatives, New York: Academic Press, 1977.
- MEYER, L.H., éditeur, The Supply-Side Effects of Economy Policy, 1981.
- MOFFITT, R., "Labor Supply and the Payroll Tax: Note", American Economic Review, vol. 67, 1977, p. 1004-1005.
- MOFFITT, R., "The Labor Supply Response in the Gary Experiment", Journal of Human Resources, vol. 14, 1979, p. 477-487.
- MOFFIT, R., "The Tobit Model, Hours of Work and Institutional Constraints", Review of Economics and Statistics, vol. 54, 1982, p. 510-515.

- NAKAMURA, A. et M. Nakamura, "A Comparison of the Labor Force Behavior of Married Women in the United States and Canada, with Special Attention to the Impact of Income Tax", Econometrica, vol. 49. 1981, p. 451-490.
- NAKAMURA, A. et M. Nakamura, "Une vue d'ensemble des études sur le comportement des canadiens sur le marché du travail" dans W. Craig Riddell, Le travail et le salaire: le marché du travail au Canada, Ministère des Approvisionnements et Services Canada, 1986.
- NAKAMURA, M., A. Nakamura et D. Cullen, "Job Opportunities, the Offered Wage, and the Labor Supply of Married Women", American Economic Review, vol. 69, 1979, p. 787-805.
- PALMER, J. et J.A. Pechman, éditeurs, Welfare in Rural Areas: The North Carolina-Iowa Income Maintenance Program, Washington, D.C.: Brookings Institution, 1978.
- POLLAK, Robert A., "Conditional Demand Functions and Consumption Theory", Quarterly Journal of Economics, vol. 83, 1969, February, p. 60-78.
- POLLAK, R. A. et M. R. Wachter, "The Relevance of the Household Production Function and Its Implications for the Allocation of Time", Journal of Political Economy, vol. 83, 1974, p. 255-277.
- PRESCOT, D., R. Swidinsky et D. Wilton, "Labor Supply Estimates for Low-Income Female Heads of Household Using MINCOM Data", Canadian Journal of Economics, 1986, p. 134-141.
- QUANDT, R.E. et H.S. Rosen, "Estimation of a Disequilibrium Aggregate Labor Market", The Review of Economics and Statistics, 1978, p. 371-379.
- QUANDT, R.E. et H.S. Rosen, "Unemployment Disequilibrium and the Short Run Phillips Curve: An Economic Approach", Journal of Applied Econometrics, 1986, p. 235-253.
- RIDDEL, Craig W., Le travail et le salaire: le marché du travail au Canada, Ministère des Approvisionnements et Services Canada, 1986.
- ROBINS, P. K. et R. W. West, "Program Participation and Labor-Supply Response", Journal of Human Resources, vol. 15, 1980, p. 499-523.
- ROBINS, P. K., R. G. Spiegelman, S. Weiner et J. G. Bell, éditeurs, A Guaranteed Annual Income: Evidence from a Social Experiment, New Yor: Academic Press, 1980.

- ROBINSON, C. et N. Tomes, "More in the Labor Supply of Canadian Women", Canadian Journal of Economics, 1985, p. 156-163.
- ROSEN, H. S., "Taxillusion and the Labor Supply of Married Women", Review of Economics and Statistics, vol. 58, 1976, p. 167-172.
- ROSEN, H. S., "Taxes in a Labor Supply Model with Joint Wage-Hours Determination" Econometrica, vol. 44, 1976, p. 485-507.
- SMITH, J.P., éditeur, Female Labor Supply: Theory and Estimation, Princeton, N.J.: Princeton University Press, 1980.
- SPROULE, R. A., Tax Evasion in the Estimation of Labor Supply: An Extraneous Uncontrolled Variable, in Experimental and Non-Experimental Research, mimeo.
- TAKAYAMA, A., Mathematical Economics, Hinsdale, Illinois: Dryden Press, 1974.
- THEIL, H. Principles of Econometrics, John Wiley and Sons, 1971.
- VICKERY, C., "The Time-Poor: A New Look of Poverty", Journal of Human Resources, vol. XII, 1977, p. 27-48.
- WALES, T. J. et A. D. Woodland, "Estimation of Household Utility Functions and Labor Supply Response", International Economic Review, vol. 17, 1976, p. 397-410.
- WALES, T. J. et A. D. Woodland, "Estimation of the Allocation of Time for Work, Leisure and Housework" Econometrica, vol. 45, 1977, p. 115-132.
- WALES, T. J. et A. D. Woodland, "Labour Supply and Progressive Taxes", Review of Economic Studies, vol. 46, 1979, p. 83-95.
- WALES, T. J. et A. D. Woodland, "Sample Selectivity and the Estimation of Labor Supply Functions", International Economic Review, vol. 21, p. 437-468.
- WHITE, "A Heterokedasticity Consistent Covariance Matrix and a Direct Test for Heterokedasticity", Econometrica, 1978, p. 817-838.
- WATTS, H.W. et A. Rees, éditeurs, The New Jersey Income-Maintenance Experiment, vol. II, Labor-Supply Response, New York, Academic Press, 1977.