

Matthieu BUNEL

L'impact des 35 heures sur l'offre de
travail familiale :
Une analyse économétrique sur données
françaises

Mémoire
présenté
à la faculté des études supérieures
de l'Université Laval
pour l'obtention
du grade de maître ès arts (M.A.)

Département d'économique
FACULTE DES SCIENCES SOCIALES
UNIVERSITE LAVAL

Décembre 2002

© Matthieu BUNEL, 2002



National Library
of Canada

Bibliothèque nationale
du Canada

Acquisitions and
Bibliographic Services

Acquisitions et
services bibliographiques

395 Wellington Street
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

395, rue Wellington
Ottawa ON K1A 0N4
Canada

Your file *Votre référence*

ISBN: 0-612-90758-9

Our file *Notre référence*

ISBN: 0-612-90758-9

The author has granted a non-exclusive licence allowing the National Library of Canada to reproduce, loan, distribute or sell copies of this thesis in microform, paper or electronic formats.

L'auteur a accordé une licence non exclusive permettant à la Bibliothèque nationale du Canada de reproduire, prêter, distribuer ou vendre des copies de cette thèse sous la forme de microfiche/film, de reproduction sur papier ou sur format électronique.

The author retains ownership of the copyright in this thesis. Neither the thesis nor substantial extracts from it may be printed or otherwise reproduced without the author's permission.

L'auteur conserve la propriété du droit d'auteur qui protège cette thèse. Ni la thèse ni des extraits substantiels de celle-ci ne doivent être imprimés ou autrement reproduits sans son autorisation.

In compliance with the Canadian Privacy Act some supporting forms may have been removed from this dissertation.

Conformément à la loi canadienne sur la protection de la vie privée, quelques formulaires secondaires ont été enlevés de ce manuscrit.

While these forms may be included in the document page count, their removal does not represent any loss of content from the dissertation.

Bien que ces formulaires aient inclus dans la pagination, il n'y aura aucun contenu manquant.

Canada

Résumé

Cet article, qui s'inscrit dans la lignée des travaux sur l'effet d'un travailleur additionnel, étudie l'évolution de l'offre de travail familiale consécutive à la diffusion des 35 heures en s'appuyant sur un échantillon original de plus de 10 000 couples issu de l'enquête EMPLOI 2000. Deux dimensions de l'offre de travail de l'individu sont étudiées successivement lorsque son conjoint est affecté par la réduction du temps de travail : l'intensité de la participation au marché du travail et la décision de passer du statut d'inactif à celui d'actif.

L'impact du passage à 35 heures du conjoint sur les heures travaillées est successivement étudié à l'aide d'un modèle standard d'offre de travail (Heckman [1979]) et un modèle tenant compte de l'existence éventuelle de coûts fixes associés à la participation au marché du travail (Cogan [1981]). L'effet d'un travailleur additionnel lié au passage à 35 heures du conjoint est ensuite analysé.

Les résultats obtenus montrent que le passage du conjoint aux 35 heures affecte peu ou pas la participation de l'agent au marché du travail notamment lorsque les coûts fixes associés à la participation au marché du travail sont pris en compte. En revanche, ce passage affecte négativement et significativement l'intensité de cette participation. Il semble donc que la complémentarité du temps de loisir domine l'effet de substitution du temps de travail domestique. Enfin, l'effet d'un travailleur additionnel bien que de faible ampleur, demeure positif et significatif et ce quel que soit le modèle retenu.

Matthieu Bunel

Bernard Fortin

Guy Lacroix

Remerciements

Je tiens à remercier le professeur Bernard FORTIN pour m'avoir accueilli au sein du département d'économie de l'Université LAVAL et d'avoir accepté de diriger ce mémoire. Je lui suis très reconnaissant pour la disponibilité et pour la patience dont il a fait preuve tout au long de ce travail. Ces multiples remarques et sa connaissance aussi bien empirique que théorique des analyses sur l'offre de travail ont permis d'améliorer de manière significative la qualité de ce travail.

Je tiens également à remercier Guy LACROIX pour le temps qu'il m'a accordé et ces nombreuses explications sur le logiciel GAUSS. Plus généralement, je tiens à remercier l'ensemble des membres du département d'économie pour leur sens de l'hospitalité et leur disponibilité.

Je tiens également à remercier le Ministère de l'Emploi et de la Solidarité français pour avoir mis à ma disposition les données de l'enquête Emploi de l'INSEE utilisées dans ce mémoire lors d'un contrat au sein de la Direction de l'Animation de la Recherche, des études et des Statistiques.

Enfin, ce travail n'aurait pu être réalisé sans le financement conjoint de Bernard FORTIN et de la ville de Lyon.

Table des matières

| | | |
|----------|--|-----------|
| 1 | Introduction | 2 |
| 2 | Revue de la littérature | 2 |
| 2.1 | Les 35 heures et l'offre de travail | 2 |
| 2.2 | L'effet d'un travailleur additionnel | 5 |
| 3 | Méthodologie d'estimations | 7 |
| 3.1 | Les données | 7 |
| 3.2 | L'analyse préliminaire | 10 |
| 3.3 | Les analyses économétriques | 12 |
| 3.3.1 | Offre de travail et participation au marché du travail | 13 |
| 3.3.2 | Le passage du statut d'actif à celui d'inactif | 21 |
| 4 | Résultats obtenus | 24 |
| 4.1 | La participation et intensité de la participation au marché du travail | 24 |
| 4.2 | Les effets marginaux | 33 |
| 5 | Conclusion | 36 |
| 6 | Annexes | 38 |
| 6.1 | L'information sur la construction de la base de données | 38 |
| 7 | Références : | 40 |

1 Introduction

Depuis juin 1996 la France a mis en place différents dispositifs de réduction du temps de travail. Les lois Robien (juin 1996) et Aubry (juin 1998) constituent des dispositifs incitatifs visant à stimuler les entreprises à réduire volontairement leur temps de travail et à créer de nouveaux emplois en échange d'une baisse de charges sociales. La seconde loi Aubry (19 janvier 2000) vise à généraliser la réduction du temps de travail (RTT) à l'ensemble des entreprises françaises d'ici 2002 en fixant la durée légale à 35 heures.

Ces différents dispositifs affectent directement le temps de travail effectif, l'emploi, l'organisation et le coût de la main d'oeuvre des entreprises inclues dans le champ de la loi ainsi que les rémunérations et le temps libre des salariés en poste. La généralisation des 35 heures peut également avoir des effets sur les individus qui ne sont pas directement concernés par la RTT tels les inactifs, les chômeurs et les salariés à temps partiel. En effet, dans un cadre familial d'offre de travail, lorsque son conjoint est contraint au niveau du nombre d'heures réalisé, l'individu peut être incité à modifier son offre de travail.

Le choix de la stratégie professionnelle d'un agent consécutivement à l'évolution du revenu et du temps de travail de son conjoint est un comportement micro-économique intra-familiale ayant fait l'objet de nombreuses études économétriques (Mroz [1987]). L'effet d'un travailleur additionnel, " *the added worker effect*", est principalement étudié lorsque l'un des membres du ménage, en général le mari, est frappé par une période de chômage (Heckman and MaCurdy [1980] [1982], Lundberg [1985] [1988], Maloney [1991], Spletzer [1997]). L'objectif de ce travail est d'étudier cet effet lorsque le passage aux 35 heures constitue le choc affectant le conjoint. La significativité et l'ampleur de cet effet sont alors estimés à l'aide de données individuelles issues de l'enquête EMPLOI 2000.

2 Revue de la littérature

2.1 Les 35 heures et l'offre de travail

Une littérature abondante étudie les effets de la durée légale du travail et d'une variation de ce seuil sur le comportement des agents. Les premiers travaux théoriques (Bronfenbrenner et Mossin [1967], Sherman et Willet [1968]) ont permis de souligner quelles étaient les conséquences d'une telle contrainte institutionnelle sur le choix optimum et individuel des salariés en spécifiant l'existence potentielle d'optima de second rang. Ainsi, en fonction de l'arbitrage travail-loisir des offreurs de travail, trois cas peuvent se présenter. Les salariés peuvent être, soit sur-employés, soit sous-employés

soit à l'optimum (Killingsworth [1983]).

Des dimensions complémentaires de l'offre de travail des agents peuvent également être prises en compte dans l'analyse de l'impact de la RTT telles la réalisation d'heures supplémentaires ou l'exercice d'une activité secondaire. Le concept d'offre de travail totale permet d'englober l'ensemble de ces éléments. Les premiers travaux de Perlman [1966], de Bronfenbrenner et Mossin [1967], de Sherman et Willet [1968] et de Killingsworth [1983] ont étudié l'impact théorique d'une variation de la durée légale du travail accompagnée d'une réduction de la rémunération sur l'offre de travail totale. Ces travaux s'appuyant sur l'effet substitution et sur l'effet revenu ont mis en évidence l'impact de la RTT sur les heures supplémentaires et sur la réalisation d'activités secondaires.

Depuis, plusieurs études empiriques ont estimé l'effet d'une variation de la durée légale sur le nombre d'heures totales réalisées. Les estimations de l'élasticité des heures réellement effectuées relative la variation de la durée légale varient entre 0,8 et 1,1 (Hunt [1998], De Regt [1988], Hart and Wilson [1988], Franz and König [1986], Brunello [1987]). Stille et Zwiener [1988], sur données du secteur de la métallurgie ouest-allemande, obtiennent, quant à eux, une relation négative entre la variation de la durée du travail et le nombre d'heures supplémentaires réalisées par les salariés à temps plein.

L'analyse des entreprises françaises ayant mis en oeuvre les 35 heures met en évidence l'existence d'un écart entre l'ampleur de la baisse effective du temps de travail et celle de la durée légale. Cet écart pourrait provenir d'un développement important, des heures supplémentaires. Toutefois, les travaux menés à ce jour expliquent principalement cet écart par la modification du mode de calcul du temps de travail effectif (CGP [2001]). Les heures supplémentaires, quant à elles, ont peu augmenté dans les entreprises ayant signé des accords de réduction du temps de travail.

Dans un cadre familial d'offre de travail, la baisse de la durée légale affecte non seulement l'offre totale de travail individuelle d'un agent passé aux 35 heures mais elle peut également affecter l'offre de travail de son conjoint. Ce choc modifie alors l'allocation du temps disponible et les choix professionnels des deux conjoints. D'un point de vue théorique, les heures de travail offertes par les membres d'un même ménage peuvent être supposées comme interdépendantes pour au moins deux raisons. Lorsque la production domestique est prise en compte, les temps de travail non rémunérés et le temps de loisir des deux conjoints peuvent être considérés comme des substituts ou des compléments (Krishman [1990]). Par ailleurs, lorsque le ménage souhaite conserver le même niveau de vie, un choc sur le revenu du conjoint peut inciter l'individu à ajuster son offre de travail en vue de lisser la consommation familiale dans le temps.

Lors du passage aux 35 heures, le chef de famille subit une réduction de son temps de travail avec ou sans modification de son salaire. L'accroissement du temps libre de l'agent peut venir se substituer au temps de travail domestique de son conjoint et l'inciter à augmenter son temps de travail marchand. Lorsque la baisse du temps de travail s'accompagne d'une compensation ou d'une modération salariale, un effet revenu s'ajoute à cet effet substitution. L'étude de l'évolution des rémunérations des salariés passés aux 35 heures montre que dans 2 cas sur 5 la baisse du temps de travail s'accompagne d'une compensation salariale (baisse permanente de la rémunération du salarié) ou d'une modération salariale (baisse temporaire de la rémunération du salarié) (CGP [2001]).

Concernant l'effet de substitution, si la totalité ou une part du temps de travail marchand d'un agent est fixé de manière exogène, cette contrainte peut générer une réaffectation intra-familiale des tâches ménagères, du temps parental et du temps de non travail.

Ainsi, le passage aux 35 heures du conjoint implique une hausse de son temps libre, générant un accroissement du coût relatif du temps libre de l'individu. La diffusion de la RTT peut alors affecter la répartition des travaux domestiques au sein du ménage et modifier les choix professionnels du couple. L'étude de Estrade, Méda et Orain [2001], issue d'une enquête auprès de 1600 salariés français employés dans des entreprises ayant signé un accord de RTT, souligne que le passage aux 35 heures, même si elle modifie peu la répartition homme/femme du travail domestique, accroît de manière significative la réalisation des tâches domestiques du salarié ayant réduit son temps de travail. Cet accroissement varie entre 6% et 20 % selon les activités considérées.

Plus généralement, Graham et Greene [1984] et Koloski [1987] mettent en évidence l'existence d'un lien entre la variation du temps de loisir et celle de la production domestique au niveau familial. Krisham [1990] sur données américaines souligne que les temps de travail domestiques entre conjoints ont tendance à être substituables.

Lorsque le passage aux 35 heures implique une baisse du revenu marchand du conjoint, cette baisse ou cette moindre hausse du revenu du ménage incite l'individu à réduire l'ensemble de ses consommations et notamment celle du bien loisir. Concernant l'impact d'un effet revenu au niveau familial, Lundberg [1985] et Mroz [1987] présentent une revue de la littérature sur l'effet de la variation de la rémunération du conjoint sur l'offre de travail d'un individu.

Les estimations présentées par ces auteurs semblent confirmer l'existence d'une corrélation positive et significative. Face à un choc affectant négativement la rémunération du conjoint, un agent peut adopter deux types de comportement professionnel afin de compenser cette perte de revenu : soit l'entrée sur le marché du travail, soit la hausse du nombre d'heures de travail réalisées. L'offre de

travail du conjoint est envisagée comme une forme d'assurance contre le chômage du chef de famille. Les travaux de Lundberg [1985], Heckman and MaCurdy [1980], Cullen et Gruber [2000] soulignent l'impact d'une période transitoire de chômage sur l'offre individuelle et familiale.

2.2 L'effet d'un travailleur additionnel

Le choix de la stratégie professionnelle d'un agent consécutivement à l'évolution du revenu et du temps de travail de son conjoint est un comportement micro-économique intra-familiale ayant fait l'objet de nombreuses études économétriques (Mroz [1987]). L'effet d'un travailleur additionnel ou l'effet d'entrée "*the added worker effect*", a principalement été étudié lorsque l'un des membre du ménage, en général le mari, est frappé par une période de chômage (Heckman and MaCurdy [1982], Lundberg [1985], Maloney [1991], Speltzer [1997]). Dans ce cadre, l'objectif est d'estimer si le conjoint jusque là inactif est incité à entrer sur le marché du travail.

Toutefois, comme le souligne Lundberg [1985], l'effet d'entrée n'affecte pas uniquement les inactifs. Lorsqu'un agent est affecté par une période de chômage, le salaire de réserve de son conjoint diminue ayant une incidence sur trois types de situation. Lorsque le conjoint a un emploi, il a une probabilité plus faible de le quitter, lorsqu'il est inactif, il est incité à entrer sur le marché du travail et lorsqu'il est à la recherche d'un emploi, il a une probabilité plus forte d'en accepter un.

Ainsi, lorsque le revenu d'un des membres du ménage est affecté par un choc négatif, en général l'existence d'une période de chômage, un effet revenu incite l'autre membre du ménage qu'il soit actif ou inactif à accroître son offre de travail. Toutefois, les travaux économétriques ne convergent pas pour démontrer l'existence d'un tel effet lorsque le conjoint subit une période de chômage transitoire ou permanente.

Depuis les premiers travaux de Mincer [1962] mettant en évidence qu'une période de chômage transitoire a un effet plus fort sur l'offre de travail du conjoint qu'une période de chômage permanent, un grand nombre d'estimations a été réalisé pour évaluer l'existence de l'effet d'entrée.

Heckman and MaCurdy [1982], sur données américaines, trouvent un effet positif et significatif mais de faible ampleur. Lundberg [1985] utilise des données originales d'une expérience naturelle réalisée auprès de couple des villes de Seattle et Denver. Elle identifie un effet d'entrée significatif et positif. Maloney [1991], sur données américaines, ne trouve aucun effet positif. Méthodologiquement, il dissocie l'effet transitoire et l'effet permanent qu'une personne soit confrontée à une ou plusieurs périodes de chômage au cours de sa vie. Il met en évidence un impact négatif et significatif sur l'offre de travail de son épouse de l'effet permanent. Layard, Barton and Zabalza [1980] sur données

anglaises obtiennent une relation négative entre l'expérience d'une période de chômage du mari et l'entrée de l'épouse sur le marché du travail. Speltzer [1997], sur données de panel américaines, identifie un effet positif mais largement minoré par l'existence d'un effet fixe.

Au-delà de l'existence effective d'un effet d'entrée, ces différents travaux économétriques mettent en évidence que la méthodologie retenue influence fortement son identification. Selon les données disponibles, les auteurs ont mis en évidence que le contrôle de variables omises, comme la préférence pour le loisir, joue un rôle central sur les résultats obtenus.

Notons que l'effet d'entrée sur le marché du travail a principalement été étudié pour analyser la réaction du conjoint lorsqu'un agent est confronté à une période de chômage. Toutefois, d'autres auteurs ont estimé l'existence d'un effet d'un travailleur additionnel lorsque d'autres types de choc affectent la situation professionnelle d'un agent. Les travaux de Berger et Fleisher [1984] étudient l'influence d'une modification de la santé du mari sur l'offre de travail d'une femme mariée. Ceux de Johnson et Skinner [1986], Haurin [1989] s'intéressent entre autre à l'impact d'un divorce. Ils montrent, sur données américaines, que le divorce joue positivement sur l'offre de travail du conjoint mais que les autres événements tel la mort ou la maladie de l'agent affectent peu les heures de travail du conjoint.

Le travail proposé dans ce mémoire s'inscrit dans la lignée des études visant à spécifier l'existence d'un effet d'un travailleur additionnel et de l'appliquer au cas du passage aux 35 heures. Ainsi, la baisse du temps de travail et éventuellement de de la rémunération constituent le choc affectant le conjoint. A notre connaissance, l'étude de Hunt [1998], sur données allemandes constitue le seul travail économétrique ayant analysé ce phénomène. Les données mobilisées par cet auteur portent sur un panel de plus de 3000 individus couvrant la période de 1984 à 1994. Au niveau individuel, elle montre que la baisse du temps de travail n'a pas eu d'effet significatif sur l'exercice d'une activité secondaire. Au niveau familial, elle présente l'effet de la variation du temps de travail du conjoint sur la probabilité qu'une femme soit employée. Selon la méthodologie d'estimation retenue (un probit à effet fixe), l'effet d'entrée est, soit non significatif soit significatif mais de très faible ampleur. L'effet sur le nombre d'heures réalisées pour les femmes qui ont déjà un emploi semble significatif. En revanche la corrélation est inversée par rapport à l'hypothèse de substitution du travail domestique. Il semble exister une complémentarité des temps non-marchands entre conjoints. La baisse du temps de travail du mari génère une baisse du nombre d'heures réalisé par son épouse. L'objectif de ce travail est vérifier si le même type de résultat est obtenu sur données françaises.

3 Méthodologie d'estimations

Les données mobilisées dans ce travail proviennent de l'enquête EMPLOI réalisée en 2000 auprès de ménages français. Il n'a pas été possible de reproduire la méthodologie proposée par Hunt étant donné que les données de panel obtenues à partir de l'enquête EMPLOI pour les années 1999 et 2000 comportent trop peu d'individus passés aux 35 heures. L'analyse proposée dans cette section se base sur des données en coupe transversale. L'objectif des estimations réalisées est double. Il s'agit d'analyser successivement l'effet du passage aux 35 heures du conjoint sur le nombre d'heures travaillées et sur le passage du statut d'inactif à celui d'actif.

Les données de l'enquête EMPLOI 2000 utilisées pour estimer l'effet d'entrée et les premiers résultats statistiques obtenus sont tout d'abord présentés dans la première sous-section. Les différents problèmes méthodologiques associés à l'analyse économétrique de l'offre de travail individuelle et familiale sont ensuite exposés. Les méthodologies d'estimations retenues et les résultats obtenus sont développés dans les deux dernières sous-section.

3.1 Les données

Pour étudier l'évolution des choix professionnels d'un offreur de travail lorsque son conjoint est passé aux 35 heures, les données de l'enquête EMPLOI 2000 réalisée par l'INSEE sont mobilisées. A partir de la base initiale comprenant plus de 148 700 observations individuelles, un échantillon de 10 525 couples est construit à l'aide des identifiants de logement (voir annexe 1).

L'enquête EMPLOI ne permet pas d'identifier les individus exerçant leur activité principale dans une entreprise ayant signé un accord de réduction du temps de travail. Les informations relatives au temps de travail de l'individu portent exclusivement sur sa "*durée hebdomadaire habituelle*" et sur "*le temps de travail hebdomadaire la semaine précédant l'enquête*". Le graphique 1.1 représentant la répartition des horaires hebdomadaires "*habituels*" des individus de notre échantillon permet d'identifier clairement une répartition tri-modale des horaires. La très grande majorité des agents, soit ne travaillent pas (17%), soit travaillent 35 heures (19%), soit travaillent 39 heures (33%). La concentration autour de ces trois pics est toutefois moins importante pour les hommes que pour les femmes. Cette différence est liée à la forte proportion de femmes travaillant à temps partiel. Près de 15 % d'entre elles travaillent moins de 30 heures. En revanche, la part des hommes travaillant plus de 41 heures est plus importante que celle des femmes.

L'utilisation de la durée habituelle afin d'étudier l'impact du passage aux 35 heures n'est pas totalement satisfaisante puisque cette variable ne révèle pas la situation de l'entreprise dans laquelle

l'individu exerce son activité principale à l'égard de la RTT. Cette information, qui n'est pas directement disponible dans l'enquête EMPLOI, a pu être obtenue lors de l'appariement des enquêtes EMPLOI avec les fichiers administratifs répertoriant l'existence d'un accord de RTT ou la mise en oeuvre des 35 heures.

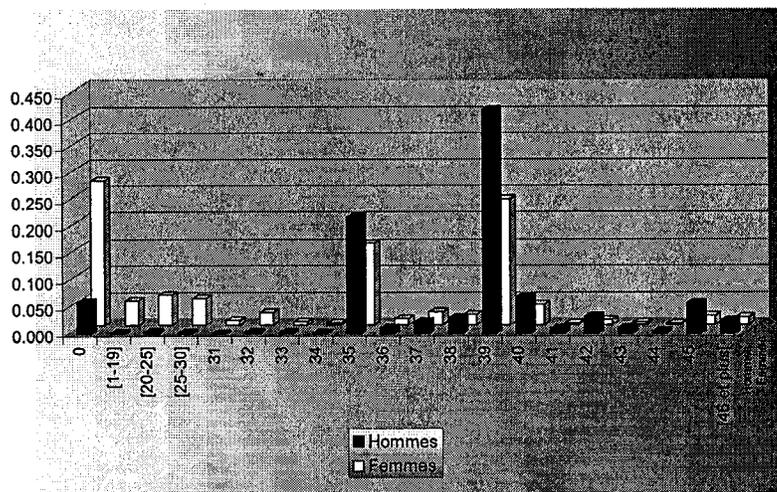
Ainsi, pour d'identifier les individus passés aux 35 heures deux types d'informations sont à notre disposition : l'existence d'un accord de RTT dans l'entreprise et la durée hebdomadaire habituelle de l'individu. Dans l'échantillon, plus de 2 salariés travaillant à temps plein sur 3 ont une durée hebdomadaire, soit de 35 heures, soit de 39 heures (Graphique 1.2). La proportion de salariés à 35 heures est nettement plus importante pour ceux employés dans une entreprise ayant signé un accord de RTT (38 %). Toutefois, un part non négligeable de salariés déclare travailler habituellement 39 heures bien que leur entreprise ait signé un accord de RTT (32%). Inversement, il existe des salariés qui déclarent travailler 35 heures bien que leur entreprise n'ait pas mis en oeuvre d'accord de réduction du temps de travail (11%). Plusieurs éléments peuvent expliquer ces deux types de décalage.

Le premier cas où le salarié déclare travailler 39 heures dans une entreprise passée aux 35 heures englobe différentes situations. Soit l'entreprise a signé un accord de RTT mais la baisse du temps de travail n'est pas encore effective dans l'établissement. Soit ces salariés ont été écartés du processus de réduction du temps de travail de leur entreprise (par exemple les cadres). Soit les salariés bénéficient d'une réduction du temps de travail par l'octroi "*de jours de RTT*". Dans ce cas, la durée hebdomadaire du travail du salarié est de 35 heures en moyenne sur l'année mais son horaire hebdomadaire habituel reste à 39 heures.

Le second cas où le salarié déclare travailler 35 heures dans une entreprise qui n'est pas passée aux 35 heures correspond également à plusieurs situations. Soit il s'agit d'entreprises qui ont effectivement mis en oeuvre les 35 heures mais qui ne sont pas présents dans les fichiers administratifs. C'est le cas notamment des petites entreprises qui ont appliqué directement un accord de branche et qui ne demandent pas des allègements de cotisations ou celles dont la mise en oeuvre de la réduction du temps de travail est une décision unilatérale de l'employeur. Soit il s'agit d'employés qui déclarent travailler moins que la durée collective en vigueur dans leur entreprise.

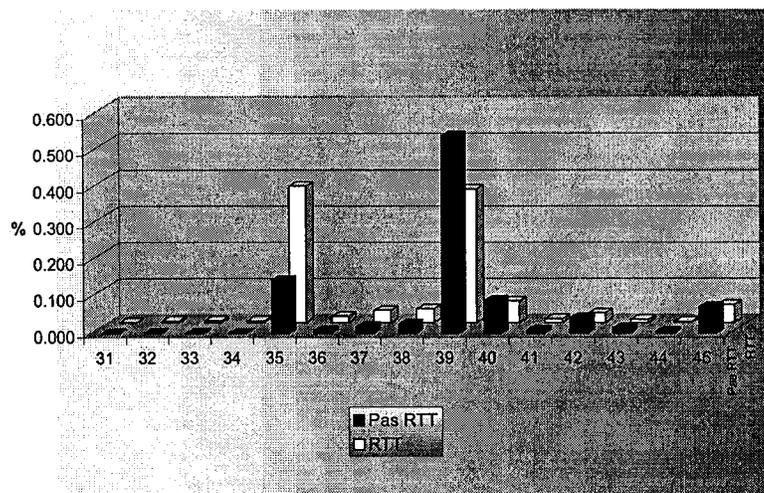
Afin de tenir compte de ces différentes possibilités, une variable croisant la décision de l'entreprise à l'égard de la RTT et la durée du travail hebdomadaire déclarée par le salarié a été construite.

Graphique 1.1 : Répartition du temps de travail hebdomadaire habituelle



source : Enquête EMPLOI 2000

Graphique 1.2 : Répartition des horaires hebdomadaires des salariés à temps complet



Source : Enquête EMPLOI 2000

Parmi les salariés à temps plein de notre échantillon, 35% sont embauchés par des entreprises passées aux 35 heures, 26 % déclarent une durée habituelle de 35 heures et 16 % d'entre eux cumulent ces deux situations.

Tableau 1.1 : Evolution de la situation professionnelle d'un individu entre 1999 et 2000

| | Ensemble | Accord de RTT (1) | à 35 heures (2) | (1) +(2) |
|--|----------|-------------------|-----------------|----------|
| | Total | Total | Total | Total |
| Ensemble de l'échantillon | 10525 | 3621 | 2650 | 1652 |
| Situation professionnelle du conjoint en t | | | | |
| Employé | 70,7% | 71,5% | 71,25% | 71,0% |
| Au chômage | 8,2% | 8,0% | 8,7% | 8,5% |
| Inactif | 21,1% | 20,5% | 20,8% | 20,5% |
| Temps de travail du conjoint | | | | |
| Heures hebdomadaires moyennes | 33,24 | 33,20 | 32,97 | 32,77 |
| (std) | (151,70) | (146,94) | (146,84) | (147,21) |
| Evolution situation professionnelle | | | | |
| Conjoint inactif en t-1 | 2171 | 722 | 521 | 327 |
| Conjoint passé actif | 15,9% | 18,3% | 18,9%* | 21,9%** |
| Conjoint au chômage en t-1 | 964 | 322 | 258 | 153 |
| Conjoint a été employé | 39,4% | 36,1% | 37,9% | 31,55% |

Lecture : 21,9% des conjoints inactifs en t-1 sont passés actifs en t lorsque leur mari travaille à 35 heures dans une entreprise ayant signé un accord de réduction du temps de travail.

Test du chi-deux au seuil de significativité de 5% si ** et de 10% si *.

3.2 L'analyse préliminaire

Le tableau 1.1 fournit les premiers résultats statistiques concernant l'impact de la RTT. Les tests d'hypothèses de statistiques descriptives montrent que seul l'effet d'un travailleur additionnel est significatif. La décision de passer du statut d'inactif à celui d'actif est plus fréquente au seuil de 5% pour les individus dont le conjoint déclare travailler 35 heures et exerce son activité principale dans une entreprise passée aux 35 heures. Cet effet demeure significatif au seuil de 10% lorsque le conjoint déclare travailler 35 heures indépendamment de la situation de son entreprise à l'égard des 35 heures.

En revanche, l'effet d'un travailleur additionnel n'est pas significatif lorsque l'entreprise du conjoint est passée aux 35 heures indépendamment de ses horaires déclarés. Enfin, l'effet d'un travailleur additionnel est plus significatif si le conjoint est une femme.

Par ailleurs, l'effet sur les heures de travail habituelles et sur l'obtention d'un emploi par les conjoints qui étaient au chômage lors de la période précédente n'est pas significatif. Cette différence entre l'évolution des comportements des anciens inactifs relativement aux employés ou chômeurs peut s'expliquer par la dimension demande de travail. La décision d'entrée sur le marché du travail s'explique principalement en termes d'offre de travail, tandis que le fait de trouver un emploi ou d'accroître son volume horaire s'explique conjointement par un effet d'offre et un effet demande.

Notons également que l'utilisation de données transversales pour estimer un comportement d'offre de travail pose plusieurs problèmes d'ordre méthodologique. Les différentes théories sur l'offre familiale de travail mettent l'accent sur les interactions entre les choix professionnels des conjoints, les heures de travail effectuées et les salaires obtenus. Ils tiennent également compte d'autres facteurs associés notamment aux compétences spécifiques des individus et à la demande de travail.

L'introduction de l'expérience professionnelle passée des hommes et des femmes permet d'approximer un effet fixe individuel lorsque l'on dispose de données de panel. Mincer [1962] et Heckman et MaCurdy [1980] ont été les premiers à pointer l'utilisation de ce type d'informations afin de contrôler l'existence d'hétérogénéité inobservée.

Par ailleurs, Lundberg [1985] et [1988], et Maloney [1991] soulignent que les estimations portant sur l'offre de travail d'une famille doivent tenir compte du processus de formation des couples et leur stabilité dans le temps. Une telle évolution n'a en effet rien d'aléatoire. Au-delà du simple phénomène de monogamie, les préférences, les aptitudes et les expériences individuelles des deux agents formant une famille ne sont pas indépendantes. Il est donc probable que les caractéristiques individuelles déterminant leur offre de travail soient également des facteurs explicatifs de la formation du couple. Ainsi, l'existence éventuelle de liens entre les offres de travail au sein d'une famille peut refléter en réalité qu'un phénomène de sélection des couples. L'utilisation de données de panel permet de contrôler en partie ce phénomène de sélection lorsque l'interdépendance des offres de travail des conjoints est testée. En outre, ce type de données offre la possibilité de réaliser des estimations intertemporelles en tenant compte des interactions entre les expériences passées d'un individu et sa situation présente.

Enfin, l'analyse du passage aux 35 heures implique une forte hétérogénéité inobservée concernant les caractéristiques des entreprises qui décident de s'engager dans un dispositif de RTT. L'utilisation de données de panel permettrait également de corriger en partie un tel biais.

Comme nous venons de le voir, l'utilisation de données en coupe transversale n'est pas entièrement satisfaisante puisqu'elle ne permet pas de contrôler l'hétérogénéité inobservée associée aux décisions

intertemporelles des agents, à la formation des couples et aux caractéristiques des entreprises.

Dans un premier temps, notre démarche a été de construire un panel de couples sur deux années à partir de l'enquête EMPLOI 1999 et 2000. Toutefois, ce travail s'est révélé infructueux étant donné que le sous-échantillon obtenu contenait trop peu de ménages dont l'un des deux conjoints déclare travailler 35 heures pour pouvoir effectuer des estimations. Il a donc été nécessaire de composer avec des données transversales de l'année 2000.

3.3 Les analyses économétriques

Les statistiques présentées dans le tableau 1.1. semblent confirmer l'existence d'un effet positif et significatif du travailleur additionnel associé au passage aux 35 heures du conjoint. En revanche, ce changement affecte négativement mais non significativement les heures hebdomadaires de travail déclarées. Toutefois, les statistiques descriptives portant sur les caractéristiques individuelles et familiales des ménages dont l'un des conjoints déclare avoir une durée de 35 heures et exerce son activité principale dans une entreprise passée aux 35 heures soulignent que cette sous-population est relativement singulière. Les membres de ces ménages travaillent dans des entreprises de plus grande taille, disposent d'un revenu moins élevé et ont plus rarement le statut de cadres. En outre, ces familles habitent plus rarement en Ile de France et ont moins fréquemment des enfants à charge (annexe 2). La littérature sur l'offre de travail met en évidence que l'ensemble de ces éléments joue significativement sur la stratégie professionnelle des agents. L'objectif est donc de contrôler ces différents éléments afin de vérifier si les résultats obtenus précédemment sont réellement significatifs.

Les estimations réalisées semblent mettre en évidence que le passage du conjoint aux 35 heures affecte le choix professionnel des individus.

Premièrement, la décision de participation au marché du travail et l'intensité de cette participation, i.e. le volume d'heures offert dépendent significativement de la situation du conjoint à l'égard des 35 heures. L'utilisation de données transversales font que ces premiers résultats restent fragiles .

Deuxièmement, l'effet d'un travailleur additionnel, i.e. le passage du statut d'inactif à celui d'actif, est positif et significatif. Cette seconde analyse utilisant la situation professionnelle des individus lors de la période précédente permet de contrôler en partie les problèmes d'hétérogénéité inobservée associés aux choix professionnels des individus. Présentons plus en détail ces deux méthodologies d'estimation.

3.3.1 Offre de travail et participation au marché du travail

Théoriquement, le choix d'offre de travail de l'individu résulte du programme de maximisation de sa fonction d'utilité $U(.)$ ayant des propriétés standards sous contrainte de budget :

$$\begin{aligned} & \text{Max} U(l, y, X) \\ \text{s.c.} \quad & C = W(T - l) + R \\ & l \leq T \end{aligned}$$

avec T le temps total disponible, $h = (T - l)$ le temps de travail, l le temps libre, X les caractéristiques spécifiques de l'individu, W le taux de salaire horaire et C la consommation. La variable R correspond, dans un cadre individuel, au revenu hors travail de l'individu. Dans un cadre familial d'offre de travail, elle peut également inclure le revenu du conjoint, voire refléter dans un modèle collectif d'offre de travail la règle de partage en vigueur au sein du couple. En ignorant la contrainte d'inégalité $l \leq T$, la solution de ce programme permet d'obtenir la fonction d'offre de travail désirée suivante :

$$h^* = h^*(W, R, X) \tag{1}$$

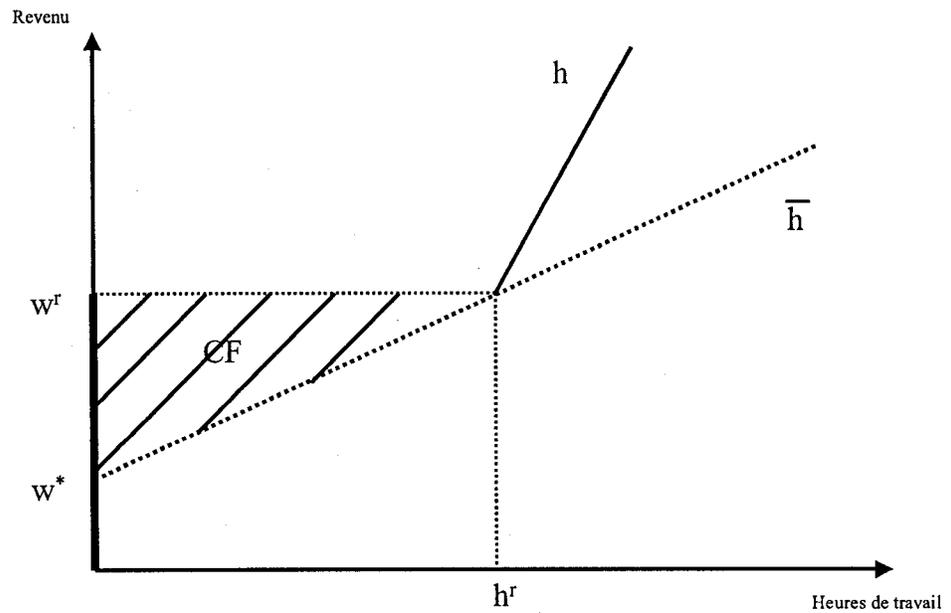
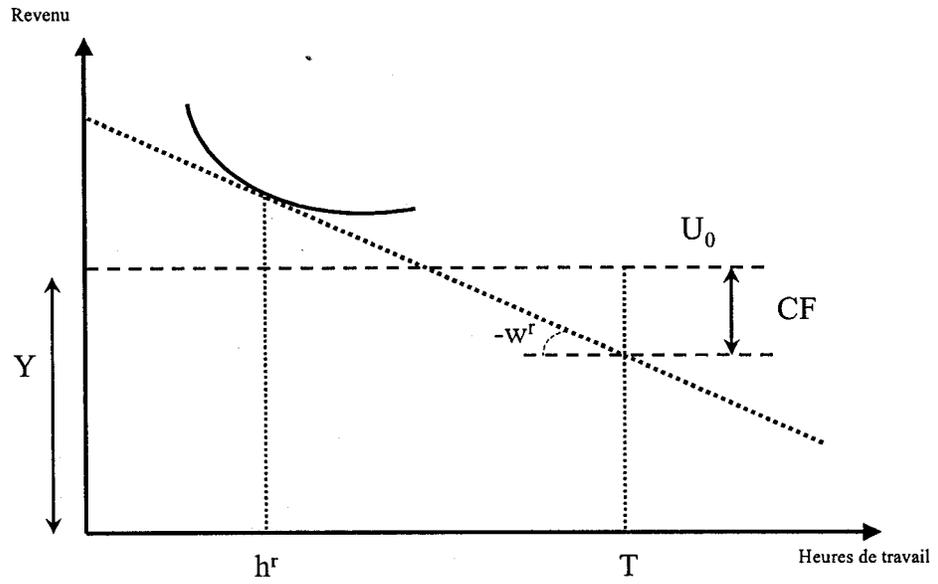
Les heures effectivement travaillées sont données par le système suivant :

$$\begin{aligned} h &= 0 & \text{si } h^*(W, R, X) &\leq 0 \\ h &= h^*(.) & \text{si } h^*(W, R, X) &> 0 \end{aligned}$$

On note $y_1 = 1$ lorsque l'individu participe au marché du travail et $y_1 = 0$ lorsqu'il est inactif.

L'estimation directe de h^* en fonction de ses arguments pose des problèmes classiques en économétrie liés à l'inobservabilité des heures désirées pour les individus qui ne travaillent pas. Les modèles de type Tobit permettent de tenir compte de la question de la censure des données à gauche (Maddala [1983], Amemiya [1985], Greene [2000]). Par ailleurs, l'introduction du taux salaire W est problématique puisqu'il n'est observable que pour les personnes ayant un emploi. Une solution envisageable serait d'estimer l'équation de salaire par la technique des moindres carrés ordinaires en utilisant les informations des individus ayant un emploi afin de déterminer un taux de salaire espéré pour les personnes n'occupant pas un emploi. Cette variable estimée serait ensuite introduite dans l'équation de participation. Toutefois, Heckman [1979] et Gronau [1974] ont mis en évidence qu'une telle procédure pouvait générer un biais de sélection provenant d'une éventuelle corrélation entre les termes d'erreur associés aux heures désirées et au salaire. Il est donc nécessaire d'estimer simultanément les heures de travail et le salaire.

Graphique 1.3 : Coûts fixes et heures de réserve



Le premier graphique présente la fonction d'indifférence de l'individu en présence de coûts fixes. Le second graphique présente la fonction de travail compensée \bar{h} et non compensée h . w^r correspond au salaire de réserve, h^r aux heures de réserve, CF aux coûts fixes, T au temps disponible, Y au revenu hors travail de l'individu.

Enfin, Heckman [1979] et Gronau [1974] ont également mis en évidence que les heures de travail réalisées et la décision de participer ne peuvent être étudiées de manière séparée. Depuis de nombreux travaux ont montré que la décision de participation au marché du travail est fortement corrélée à l'intensité de cette participation.

Ce modèle de base peut être enrichi par l'introduction de contraintes institutionnelles concernant le nombre d'heures de travail réalisé, de la fiscalité et des coûts fixes (Blundell and MaCurdy [1999]). Dans le cadre de ce travail, nous nous limiterons à la prise en compte de cette dernière dimension. Les travaux de Cogan [1981] et de Blank [1988] soulignent que les coûts fixes associés à la participation au marché du travail représentent près de 30 % du revenu moyen annuel des femmes. L'absence de cette dimension dans l'analyse conduit à surestimer l'impact du salaire sur les heures de travail. En effet, lorsque les offreurs de travail ont pris la décision de participer au marché du travail, les heures de travail observées incluent l'amortissement des coûts fixes.

Par ailleurs, la présence de coûts fixes implique qu'à son salaire de réserve un individu travaille un nombre non-marginal d'heures correspondant aux heures de réserve. La détermination des heures de réserve, des coûts fixes et du salaire de réserve est représentée sur le graphique 1.3. Ce schéma inclut uniquement des coûts fixes monétaires et diffère de ceux proposés par Cogan [1981] incluant les coûts fixes en temps. Ce dernier ayant montré que de tels coûts n'affectent pas l'offre de travail, ils ne sont pas retenus dans ce travail.

Comme le montre le graphique 1.3, l'existence de coûts fixes implique une discontinuité dans la fonction d'offre de travail remettant en cause la relation linéaire entre la décision de participation et les heures désirées supposée dans le modèle à la Heckman. Cogan [1981], Blank [1988] et Zabel [1993] soulignent que cette hypothèse est trop restrictive théoriquement et qu'elle n'est pas robuste aux estimations. L'introduction de coûts fixes liés à l'entrée sur le marché du travail permet d'assouplir en partie cette relation (Cogan [1981] et Blank [1988]). Zabel [1993] propose un modèle d'estimation plus général, où la décision de participation comporte des éléments qui ne sont pas présents dans la forme réduite des heures de travail. Cette spécification permet d'accentuer la discontinuité de l'offre de travail mais les fondements théoriques d'un tel modèle sont beaucoup moins clairs que ceux des modèles à la Heckman ou avec coûts fixes. Nous retiendrons que ces deux dernières spécifications pour étudier l'impact du passage aux 35 heures du conjoint sur l'offre de travail d'un individu.

Modèle à la Heckman Le modèle tobit bivarié ou tobit de type 3 (Heckman [1979], Amémiya [1985]) permet d'analyser simultanément les heures de travail et le salaire en tenant compte du lien existant entre la décision de participer au marché du travail et l'intensité de cette participation. Il est

donc nécessaire de spécifier les équations permettant d'expliquer les heures de travail notionnelles, le salaire obtenu et la décision de participation au marché du travail des agents. On note respectivement h^* et $N(W)$ les heures notionnelles ou désirées et le logarithme du taux de salaire horaire des offreurs de travail :

$$h^* = \gamma_1 + \gamma_2 Z_1 + \gamma_3 Z_2 + \gamma_4 N(W) + v_1 \quad \text{avec} \quad v_1 \sim N(0, \sigma_1^2) \quad (2)$$

$$N(W) = \alpha_1 + \alpha_2 Z_1 + \alpha_3 Z_3 + v_2 \quad \text{avec} \quad v_2 \sim N(0, \sigma_2^2) \quad (3)$$

avec Z_1 représentant les caractéristiques individuelles déterminant conjointement les heures désirées et le salaire obtenu. Après expérimentation, ce vecteur est constitué, dans notre étude, des variables *SEXE*, *AGE*, *AGE*², *EDUCATION*, *EDUCATION*², *AGE*EDUCATION*.

Z_2 représentant les caractéristiques individuelles spécifiques à la détermination des heures de travail se compose, après expérimentation, du nombre et de l'âge de ses enfants (*ENFANT1*, *ENFANT2*, *ENFANT3*, *ENFBA1*, *ENFBA2* et *ENFBA3*) de la situation du conjoint à l'égard de la RTT (*RTT35*, *RTT39*, *NRTT35*, *NRTT39*) et du logarithme du revenu du conjoint (*LWC*).

Z_3 représentant les caractéristiques individuelles spécifiques à la détermination du salaire horaire se compose, après expérimentation, du taux de chômage par sexe et par département (*TXCH*) et de la localisation géographique du ménage (*IdF*) .

L'impact du niveau d'éducation et de l'âge sur le salaire et l'offre de travail a fait l'objet d'une vaste littérature (voir Mroz [1987], Blundell et MaCurdy [1999] pour une revue de la littérature). L'utilisation de la variable diplôme permet de prendre en compte le revenu potentiel des agents sur le marché du travail. L'âge permet d'estimer l'expérience et la dégradation du capital humain. Concernant le niveau d'éducation le diplôme le plus élevé obtenu est linéarisé afin d'introduire des termes croisés entre l'âge et l'éducation. L'analyse de Mroz [1987] montre que l'hypothèse d'additivité de l'effet de l'âge et de l'éducation ne peut être posée *a priori*. C'est pourquoi une relation polynomiale constituée des éléments quadratiques et de la variable croisée âge et niveau d'éducation est retenue. Cette hypothèse de non-linéarité *a priori* est également appliquée pour l'équation sur les heures de travail.

La présence d'enfants au sein du ménage risque d'affecter significativement l'offre de travail individuelle et familiale. De nombreuses études soulignent que le nombre et l'âge de l'enfant le plus jeune (scolarisé ou non) influence significativement le salaire de réserve et les heures travaillées.

L'introduction d'une variable de localisation géographique permet de tenir compte des opportunités d'embauches du bassin d'emploi d'un agent et de sa plus grande facilité à trouver des substituts

aux travaux domestiques (crèche, femme de ménage, livraison à domicile). Dans l'équation de salaire cette variable muette permet également de tenir compte des différences de traitement salarial entre l'Île de France et le reste de la métropole.

Afin de tenir compte de l'effet de flexion, Gunderson [1977] suggère d'utiliser le taux de chômage local. Ce taux par sexe et par département est calculé pour l'année 2000 à partir de l'ensemble de l'enquête EMPLOI en utilisant le système de pondération du recensement de 1999. Au-delà des opportunités d'embauche ce taux permet également de tenir compte du pouvoir de négociation des salariés. Toutefois, cette variable agrégée peut être considérée comme endogène puisqu'elle résulte de l'agrégation de choix professionnels individuels. Elle est donc parfois omise afin de contrôler son effet sur les autres coefficients du modèle.

Le revenu hors travail au sens strict n'étant pas disponible dans l'enquête EMPLOI, le logarithme du salaire du conjoint est introduit pour contrôler l'effet revenu de l'équation d'offre de travail. Dans un cadre familial tenant compte du processus d'appariement propre au marché du mariage, cette variable ne peut plus être considérée comme exogène. Elle est donc instrumentée par une relation cubique entre l'âge et le niveau d'éducation du conjoint¹, par son ancienneté dans l'entreprise, par sa localisation géographique et par son sexe.

Concernant la situation du conjoint à l'égard de la RTT, deux variables sont utilisées : le conjoint déclare travailler 35 heures et moins (*H35*) et l'existence d'un accord de réduction du temps de travail dans l'entreprise où il exerce son activité principale (*RTT*). *RTT35*, *RTT39*, *NRTT35* et *NRTT39* sont construits en croisant les variables *H35* et *RTT*.

$$RTT35 = 1 \quad \text{si } H35 = 1 \text{ et } RTT = 1 \quad \text{et 0 sinon}$$

$$RTT39 = 1 \quad \text{si } H35 = 0 \text{ et } RTT = 1 \quad \text{et 0 sinon}$$

$$NRTT35 = 1 \quad \text{si } H35 = 1 \text{ et } RTT = 0 \quad \text{et 0 sinon}$$

$$NRTT39 = 1 \quad \text{si } H35 = 0 \text{ et } RTT = 0 \quad \text{et 0 sinon}$$

S'il existe un mécanisme de substitution ou de complémentarité des temps de travail domestiques et de la consommation du loisir au sein d'un couple, la situation du conjoint à l'égard de la RTT peut affecter le salaire de réserve de l'agent et modifier ses choix professionnels. Par ailleurs, la signature d'un accord de RTT, peut générer une baisse de la rémunération globale du conjoint et de ce fait du couple. Cet effet revenu peut également influencer le choix professionnel de l'agent. Les variables (*RTT35*, *RTT39*, *NRTT35*, *NRTT39*) permettent de contrôler l'existence de ces différents mécanismes sans toutefois les discriminer. L'interprétation du coefficient associé à la variable *RTT39* est délicate puisque cette variable inclut plusieurs situations relativement différentes. Il peut s'agir

¹Le niveau d'éducation est supposé exogène dans cette modélisation.

de salariés qui peuvent, soit être écartés totalement du processus de RTT bien que leur entreprise ait signé un accord de RTT, soit avoir bénéficié de cette baisse par l'octroi de jours de congés supplémentaires sur l'année. Leur temps de travail annuel demeure donc indéterminé.

Le système d'équations (2) et (3) permet d'exprimer l'équation en forme réduite associée aux heures désirée de la manière suivante :

$$h^* = a_0 + a_1 Z_1 + a_2 Z_2 + a_3 Z_3 + u_1 \quad (4)$$

avec

$$a_0 = \gamma_1 + \gamma_4 \alpha_1, \quad a_1 = \gamma_2 + \gamma_4 \alpha_2, \quad a_2 = \gamma_3, \quad a_3 = \gamma_4 \alpha_3$$

$$u_1 = v_1 + \gamma_4 v_2 \text{ et } u_1 \sim N(0, \sigma)$$

$$\text{avec } \sigma = \sigma_1^2 + \gamma_4^2 \sigma_2^2 - 2\gamma_4 \sigma_{12} \text{ et } \sigma_{12} = \text{cov}(v_1, v_2)$$

De manière plus compact, on écrit :

$$h^* = \Delta_1 + u_1 \quad (5)$$

Dans un modèle à la Heckman, la décision de participer au marché du travail est obtenue lorsque ses heures désirées sont positives. Ce critère de participation est équivalent, à celui d'entrer lorsque le salaire marchand (w) est supérieur au salaire de réserve (w_r).

D'après l'équation (5) on écrit :

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } \frac{u_1}{\sigma} > -\frac{\Delta_1}{\sigma} \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$$

La fonction de vraisemblance permettant d'estimer, de manière simultanée, la décision de participation, l'intensité de cette participation et le salaire, s'écrit sous la forme suivante :

$$L = \prod_{y_1=0} \Phi\left(\frac{\Delta_1}{\sigma}\right) \prod_{y_1=1} f_2(v_1, v_2, \Sigma_1)$$

Le premier terme de droite correspond à la probabilité de ne pas participer au marché du travail et le second à la fonction de densité jointe du salaire et des heures travaillées. La matrice de variance-covariance Σ_1 s'écrit $\Sigma_1 = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{12} & \sigma_1^2 \end{pmatrix}$

Modèle avec coûts fixes La méthodologie proposée pour estimer la décision de participer au marché du travail et l'intensité de cette participation en présence de coûts fixes s'inspire largement du modèle développé par Cogan [1981].et repris par Zabel [1993]. Les équations associées aux heures désirées et au salaire sont identiques à celles présentées dans le modèle à la Heckman (équations (2) et (3)). Une équation supplémentaire portant sur les heures de réserve est introduite. Ce seuil minimal à partir duquel un offreur de travail accepte de travailler s'écrit sous la forme suivante² :

$$h^r = \beta_1 + \beta_2 Z_1 + \beta_3 Z_2 + v_3 \quad \text{avec} \quad v_3 \sim N(0, \sigma_3^2) \quad (6)$$

La présence d'heures de réserve modifie la détermination du salaire de réserve. Ce dernier se définit comme le seuil pour lequel les heures de réserve sont égales aux heures notionnelles (voir graphique 1.3.). Le logarithme du salaire de réserve s'écrit :

$$N(w^r) = \frac{\beta_1 - \gamma_1}{\gamma_4} + \frac{\beta_2 - \gamma_2}{\gamma_4} Z_1 + \frac{\beta_3 - \gamma_3}{\gamma_4} Z_2 + \frac{v_3 - v_1}{\gamma_4} \quad (7)$$

Notons que dans le modèle à la Heckman le salaire de réserve s'écrit :

$$N(w^r) = - \left(\frac{\gamma_1}{\gamma_4} + \frac{\gamma_2}{\gamma_4} Z_1 + \frac{\gamma_3}{\gamma_4} Z_2 \right) - \frac{v_1}{\gamma_4}$$

La décision de participer au marché du travail dans un modèle avec coûts fixes s'écrit :

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } y_1^* \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad \text{avec} \quad y_1^* = h^* - h^r = \Delta_2 + u_2 \quad \text{et} \quad u_2 \sim N(0, \sigma_{u_2}) \quad (8)$$

où

$$\Delta_2 = (\gamma_1 + \gamma_4 \alpha_1 - \beta_1) + (\gamma_2 - \beta_2) Z_1 + (\gamma_3 + \gamma_4 \alpha_2 - \beta_3) Z_2 + \gamma_4 \alpha_3 Z_3$$

$$\sigma_{u_2} = \sigma_1^2 + \gamma_4^2 \sigma_2^2 + \sigma_3^2 + 2\gamma_4 \sigma_{23} - 2\gamma_4 \sigma_{12} + 2\sigma_{13}$$

Le vecteur des termes aléatoires (u_1, v_2, v_3) est supposé suivre une distribution normale de moyenne zero et de variance covariance Σ_2 de la forme suivante :

$$\Sigma_2 = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 + \gamma_4^2 \sigma_2^2 - 2\gamma_4 \sigma_{12} & \gamma_4 \sigma_2^2 + \sigma_{12} & \gamma_4 \sigma_{23} + \sigma_{13} \\ \gamma_4 \sigma_2^2 + \sigma_{12} & \sigma_2^2 & \sigma_{23} \\ \gamma_4 \sigma_{23} + \sigma_{13} & \sigma_{23} & \sigma_3^2 \end{pmatrix}$$

avec $\sigma_{ij} = \text{cov}(v_i, v_j) = E(v_i v_j)$

Etant donné que le salaire horaire et les heures travaillées ne sont observés que pour les individus ayant un emploi et que les heures de réserve ne sont jamais observées, il est nécessaire de construire une fonction de vraisemblance tenant compte de l'absence de ces informations.

²Il s'agit d'une approximation des heures de réserve.

En supposant une fonction d'offre de travail croissante par rapport au salaire la décision d'entrer sur le marché du travail est observée lorsque $h^* > h^r$. Ainsi, d'après l'équation (8) la probabilité de ne pas participer au marché du travail, s'écrit :

$$P(y_1^* \leq 0) = \Phi\left(-\frac{\Delta_2}{\sigma_{u_2}}\right)$$

Les heures de travail et le salaire sont observés lorsque les heures de réserve sont inférieures aux heures désirées. La fonction de densité associée à l'observation des heures travaillées et du salaire est contrainte par la décision de participer au marché du travail. Elle s'écrit sous la forme suivante :

$$\int_{-\infty}^{\frac{\Delta_2}{\sigma_{u_2}}} f_3(h - \gamma_1 - \gamma_2 Z_1 - \gamma_3 Z_2 - \gamma_4 N(W), N(W) - \alpha_1 - \alpha_2 Z_1 - \alpha_3 Z_3, v_3) dv_3$$

avec $f_3(h - \gamma_2 Z_2 - \gamma_4 N(W), N(W) - \alpha_1 Z_1, v_3)$ une fonction jointe trivariée. D'après les propriétés des lois Normales, il est possible d'exprimer cette fonction comme le produit d'une fonction cumulative univariée conditionnelle et d'une marginale bivariée. La fonction de vraisemblance s'écrit alors :

$$L = \prod_{y_1 \leq 0} \left(1 - \Phi\left(\frac{\Delta_2}{\sigma_{u_2}}\right)\right) \prod_{y_1 > 0} \Phi\left(\frac{\Delta_2}{\sigma_{u_2}} | v_1, v_2\right) f_2(h - \gamma_1 - \gamma_2 Z_1 - \gamma_3 Z_2 - \gamma_4 N(W), N(W) - \alpha_1 Z_1) \quad (9)$$

L'estimation de cette fonction de vraisemblance donne des résultats analogues à ceux d'une estimation en plusieurs étapes (Fernandez, Rodriguez-Poo et Sperlich [2001])³. Cette seconde méthode est retenue car elle est techniquement plus simple à mettre en oeuvre. Pour ce faire, la décision de participer au marché du travail et d'obtenir un emploi est estimée en première étape à l'aide d'un modèle probit à partir du programme (8). L'équation du logarithme du salaire conditionnelle au fait de participer au marché du travail et d'obtenir un emploi est analysée dans une deuxième étape par un moindre carré ordinaire (MCO) l'intégrant l'inverse du ratio de Mill. L'espérance conditionnelle du logarithme du salaire horaire s'écrit :

$$E(N(W) | y_1^* > 0) = \alpha_1 Z_1 + E\left(v_2 \middle| \frac{u_2}{\sigma_{u_2}} < \frac{\Delta_2}{\sigma_{u_2}}\right) \quad (10)$$

L'équation du logarithme du salaire devient :

³Toutefois, cette dernière méthode d'estimation donne une matrice de variance covariance estimée pouvant être biaisée.

$$N(W) | y_1^* > 0 = \alpha_1 Z_1 + \lambda_w \frac{\phi\left(\frac{\Delta_2}{\sigma_{u_2}}\right)}{\Phi\left(\frac{\Delta_2}{\sigma_{u_2}}\right)} + u_3 \quad (11)$$

$\hat{\alpha}_1$ est obtenu à partir de l'équation précédente en utilisant les $\widehat{\frac{b_1}{\sigma_{u_2}}}$ et $\widehat{\frac{b_2}{\sigma_{u_2}}}$ obtenus à l'aide du modèle probit. La dernière étape consiste à estimer les paramètres de l'équation des heures de travail. Pour ce faire, le logarithme du salaire prédit $N(\widehat{W})$ inconditionnel est obtenu pour les N individus de l'échantillon à partir de $\widehat{\alpha}_1$ et de $\widehat{\lambda}_w$. Il est alors possible d'estimer l'équation des heures soit par un modèle tobit, soit par un modèle MCO avec inverse de ratio de Mill (Fernandez, Rodriguez-Poo, Sperlich [2001]). Dans le cas du modèle Tobit, la fonction de vraisemblance s'écrit :

$$L = \prod_{i=1}^M \frac{1}{\sigma} f\left(h - \gamma Z_2 N(\widehat{W}) - \gamma_4\right) \prod_{i=M+1}^N \left(1 - \Phi\left(\frac{b_1 Z_1 + b_2 Z_2}{\sigma_{u_2}}\right)\right) \quad (12)$$

avec M les individus pour lesquels le salaire et les heures de travail sont observés.

3.3.2 Le passage du statut d'actif à celui d'inactif

La seconde partie de notre étude consiste à évaluer l'existence de l'effet d'un travailleur additionnel lié au passage aux 35 heures du conjoint en tenant compte de la situation professionnelle passée de l'individu. La décision de passer du statut d'inactif à celui d'actif s'écrit sous la forme suivante :

$$y_1 = \begin{cases} 1 & \text{si } y_1^* \geq 0 \\ 0 & \text{sinon} \end{cases} \quad (13)$$

Notons que cette décision diffère de celle de participer au marché du travail présentée dans le paragraphe précédent puisqu'elle intègre la situation antérieure de l'individu à l'égard du marché du travail. D'un point de vue théorique, cette décision relève toujours du même mécanisme. L'individu devient actif lorsque son salaire de réserve est inférieur au salaire marchand. Comme précédemment, cette décision est supposée fonction de variables individuelles (l'âge, le niveau d'éducation, la localisation géographique, le nombre et l'âge des enfants) et de variables associées au conjoint (le salaire et le temps de travail). Le vecteur X regroupe l'ensemble de ces caractéristiques individuelles, les variables muettes associées au temps de travail du conjoint ($RTT35$, $RTT39$, $NRRTT35$) et le salaire du conjoint (LWC).

$$\begin{aligned} y_1^* &= a_0 + a_1 (RTT35, RTT39, NRRTT35) + a_2 X + a_3 LWC + \epsilon_1 \quad \text{avec } \epsilon_1 \sim N(0, 1) \\ y_1^* &= Z_1 + \epsilon_1 \end{aligned} \quad (14)$$

L'estimation de cette équation à l'aide d'un modèle probit simple peut donner des estimateurs qui peuvent être biaisés. L'existence éventuelle l'hétérogénéité inobservée associée aux variables omises corrélées au choix professionnel passé de l'individu et au comportement du conjoint sur le marché du travail peut biaiser les résultats obtenus (Heckman [1981]). La présence de dépendance de sentier ("*state dependance*") et le processus endogène d'appariement des couples peuvent être à l'origine de ces problèmes d'estimation.

Hétérogénéité inobservée et effet fixe La décision d'entrer sur le marché du travail à une date donnée n'est pas indépendante des choix professionnels antérieurs de l'individu. L'entrée sur le marché du travail est conditionnelle au fait d'être inactif la période précédente. Cette décision conditionnelle est victime d'un problème de sélection dont il faut tenir compte.

Le choix professionnel de l'individu peut être fonction de variables omises éventuellement corrélées aux caractéristiques du conjoint ou de son entreprise. Ainsi, la situation du conjoint à l'égard de la RTT n'est pas une variable indépendante du choix professionnel de l'individu.

Afin d'obtenir des résultats plus pertinents, il est nécessaire de tenir compte de ces deux sources de biais. La dimension conditionnelle de la décision d'entrer sur le marché du travail est prise en compte par l'étude de la situation professionnelle de l'agent à la période précédente. Etre inactif à la période précédente est supposée être une fonction linéaire de l'âge, du diplôme, de la localisation géographique, du nombre et de l'âge des enfants de l'individu. Afin d'identifier le modèle le taux de chômage par région et par sexe de l'année précédente est également introduit (*TXCH99*). On a :

$$\begin{aligned} y_2^* &= b_0 + b_1 TXCH99 + b_2 X + \epsilon_2 \quad \text{avec} \quad \epsilon_2 \sim N(0, 1) \\ y_2^* &= Z_2 + \epsilon_2 \end{aligned} \quad (15)$$

La décision de passer du statut d'inactif à celui d'actif s'écrit maintenant sous la forme suivante :

$$y_{i1} |_{y_2=1} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu devient inactif en } t \mid \text{inactif } t-1 \\ 0 & \text{si l'individu demeure inactif en } t \mid \text{inactif } t-1 \end{cases} \quad (16)$$

$y_{i1} |_{y_2=0} = \text{inobservé}$

Soient Φ_2 et ϕ_2 la fonction cumulative et la fonction de densité de la fonction normale bivariable⁴ et ρ_1 la corrélation entre les termes d'erreurs ϵ_1 et ϵ_2 . Les propriétés standards retenues pour la fonction bivariable sont les suivantes (Greene [2000]) :

$$^4 \phi_2(\epsilon_1, \epsilon_2) = \frac{1}{2\pi\sqrt{1-\rho^2}} \exp \frac{0.5(\epsilon_1^2 - 2\rho\epsilon_1\epsilon_2 + \epsilon_2^2)}{1-\rho^2}$$

$$E(\epsilon_1) = E(\epsilon_2) = 0 \quad Var(\epsilon_1) = Var(\epsilon_2) = 1 \quad Cov(\epsilon_1, \epsilon_2) = \rho_1 \quad (17)$$

En notant $Z = \beta X$, le logarithme de la fonction de vraisemblance s'écrit :

$$L = \sum_{y_2=0} \ln \Phi(-Z_2) + \sum_{y_2=1} \sum_{y_1=0} \ln \Phi_2(Z_2, -Z_1, -\rho_1) + \sum_{y_2=1} \sum_{y_1=1} \ln \Phi_2(Z_2, Z_1, \rho_1)$$

Le modèle probit bivarié permet de tenir compte du biais de sélection associé à la situation professionnelle passée des individus.

Au-delà de ce problème de sélection, une source courante d'hétérogénéité inobservée provient du processus de formation des couples (Rosenzweig and Stark [1997]). Un dernier type d'estimation est réalisé afin de contrôler un tel mécanisme. Il s'agit d'analyser simultanément la situation du conjoint à l'égard des 35 heures, l'existence d'un accord de RTT dans son entreprise et la décision de l'agent de passer du statut d'actif à celui d'inactif. La variable dichotomique y_3 prend la valeur 1 lorsque l'entreprise dans laquelle le conjoint exerce son activité principale a signé un accord de RTT et 0 sinon. Cette situation est supposée fonction du secteur d'activité, de la taille et de la localisation géographique de la firme. La matrice X_2 regroupe l'ensemble de ces informations. La variable latente associée à y_3 s'écrit :

$$y_3^* = \beta_3 X_2 + \epsilon_3 \quad (18)$$

Le graphique 1.2. montre que les horaires de travail des salariés à temps plein sont répartis de manière bimodale, qu'ils sont largement déterminés par la durée légale et par la durée collective de leur entreprise. La variable dichotomique y_4 prend la valeur 1 lorsque le conjoint travaille 35 heures et moins et 0 sinon. La variable latente associée est fonction de l'existence d'un accord de RTT et de la taille de l'entreprise, de la catégorie socio-professionnelle, de l'âge, du salaire et de la localisation géographique du conjoint.

$$y_4^* = \beta_4 X_3 + \beta_4 y_3 + \epsilon_4 \quad (19)$$

L'absence du secteur d'activité dans cette équation permet de respecter l'identification du modèle. La probabilité d'entrer sur le marché du travail est conditionnelle à la situation du conjoint à l'égard de la RTT⁵. Le logarithme de la fonction de vraisemblance s'écrit :

⁵De manière plus rigoureuse, il faudrait étudier le passage d'un agent du statut d'inactif à celui d'actif, en tenant compte simultanément du biais de sélection associée au statut professionnel antérieure et en endogénéisant la situation

$$L = \sum_{i=1}^n \ln \Phi_3 (Z_1, \beta_3 X_2, \beta_4 X_3 + \beta_4 y_3; \rho_2, \rho_3, \rho_4) \quad (20)$$

En notant Φ_3 la fonction cumulative de la fonction normale trivariée. La fonction de densité d'une fonction multivariée s'écrit :

$$\phi_n(\epsilon) = \frac{1}{2\pi^{n/2} \sqrt{\det(\Sigma)}} \exp[-0.5(\epsilon' \Sigma^{-1} \epsilon)] \quad (21)$$

$$\epsilon = (\epsilon_1, \dots, \epsilon_n)$$

avec

$$(\epsilon_1, \epsilon_3, \epsilon_4) = NT(0, \Omega)$$

$$\text{matrice des corrélations } \Sigma = \begin{pmatrix} 1 & \rho_2 & \rho_3 \\ \rho_2 & 1 & \rho_4 \\ \rho_3 & \rho_4 & 1 \end{pmatrix} \text{ avec } \Sigma_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}$$

4 Résultats obtenus

Présentons successivement les résultats obtenus concernant la décision de participer au marché du travail et l'intensité de cette participation avec et sans coûts fixes et la décision de passer du statut d'inactif à celui d'actif.

4.1 La participation et intensité de la participation au marché du travail

Le tableau 1.2 présente les résultats obtenus concernant l'effet du passage aux 35 heures du conjoint sur les heures de travail d'un individu ne tenant pas compte de la situation professionnelle antérieure de ce dernier. Les colonnes 2 et 3 présentent les résultats obtenus par le modèle à la Heckman pour l'équation des heures de travail et l'équation de salaire. Les résultats du modèle avec coûts fixes sont présentés dans les colonnes 4 et 5. La dernière colonne correspond aux heures de réserve déduites de l'équation de participation (8), de l'équation de salaire (3) et de l'équation des heures travaillées (2). La significativité des coefficients de cette dernière colonne est déduite de la variance des coefficients calculés en supposant que les covariances entre les termes d'erreur v_1, v_2 et v_3 sont nulles.

Certaines des variables du modèle sont normalisées pour faciliter la convergence du modèle. Les heures de travail hebdomadaires sont divisées par 50, le logarithme du salaire horaire est obtenu en du conjoint à l'égard de la RTT. Une telle démarche est nettement plus complexe à mettre en oeuvre techniquement puisqu'elle nécessite de simuler un modèle probit multivarié de dimension 4.

divisant le revenu mensuel par le temps de travail hebdomadaire (tenant compte de la normalisation de cette variable) multiplié par 4,33 pour que le salaire et le temps de travail soient sur la même base, l'âge de l'agent est divisé par 100, et le niveau d'éducation par 3.

Globalement, les deux spécifications retenues pour étudier l'impact du passage aux 35 heures d'un conjoint sur les heures de travail de l'agent semblent montrer qu'un tel changement affecte significativement son offre de travail. La prise en compte des coûts fixes n'affecte pas le signe des coefficients associés aux différentes variables du modèle mais modifie leur significativité et leur ampleur. Le coefficient associé à l'inverse du ratio de Mill est positif aussi bien dans l'équation de salaire que dans l'équation d'offre de travail. Toutefois, il n'est significatif que pour l'équation de salaire. Ainsi les individus ayant un emploi ont un salaire horaire de marché de référence qui est plus élevé que ceux ne participant pas au marché du travail.

Dans le cas du modèle à la Heckman, les individus dont le conjoint est employé dans une entreprise ayant signé un accord de RTT et qui déclare travailler moins de 35 heures (*RTT35*) réalisent, toutes choses égales par ailleurs, moins d'heures de travail. En revanche, lorsque le conjoint demeure à 39 heures bien que son entreprise ait signé un accord de RTT (*RTT39*), ils ont tendance à travailler davantage.

La prise en compte des coûts fixes modifie quelque peu ces résultats. Bien que les signes des coefficients associés aux variables *RTT35* et *RTT39* demeurent identiques, cette dernière variable n'influence plus de manière significative le temps de travail de l'individu. Concernant l'effet de la variable *RTT35*, un résultat similaire à celui identifié par Hunt [1998] sur données allemandes est obtenu : La baisse du temps de travail du conjoint a tendance à réduire le temps de travail de l'individu.

Dans l'estimation avec des coûts fixes, il apparaît que le seuil d'heures minimales pour lequel l'individu est disposé à participer au marché du travail est plus faible lorsque son conjoint travaille dans une entreprise ayant signé un accord de réduction du temps de travail. Un tel changement incite donc l'individu à accepter des emplois dont la durée est relativement plus faible.

Concernant les autres variables du modèle, des résultats standards sont obtenus. La forme de la fonction d'offre de travail est croissante par rapport au logarithme du salaire horaire. Pour les individus de l'échantillon, l'effet substitution domine l'effet revenu et ce aussi bien dans le modèle à la Heckman que dans celui avec coûts fixes. Zabel [1993] et Cogan [1981] identifient également une relation croissante. Hunt [1998] n'inclue pas dans son estimation le salaire horaire de l'individu.

Dans le modèle avec coûts fixes l'effet du salaire sur les heures de travail est nettement plus faible. Ce résultat est conforme aux travaux de Cogan, Blank et Zabel. L'absence de coûts fixes ou plus généralement l'absence de discontinuité dans la fonction d'offre de travail a tendance à surestimer l'élasticité de l'offre de travail par rapport au salaire.

L'âge et le niveau d'éducation influencent de manière significative les heures travaillées. La relation obtenue pour ces deux variables est de type croissant et concave et l'effet de la variable croisée AGEEDUC est significative. Blank [1988] obtient la même relation pour l'âge mais utilise une variable muette pour l'éducation. Zabel [1993] et Cogan [1981] retiennent une relation linéaire ne tenant compte ni des termes quadratique, ni des termes croisés pour ces deux variables. Ils identifient conjointement une relation négative quant à l'impact du niveau l'éducation sur les heures de travail mais leurs résultats s'opposent sur le signe associé à la variable âge.

Dans la spécification avec coûts fixes, la relation entre les heures de réserve, l'âge et le niveau d'éducation est de type décroissante et concave. De même que pour les résultats obtenus par Cogan [1981], plus l'individu est éduqué, plus ses heures de réserve sont faibles. Enfin, le logarithme du salaire du conjoint affecte négativement et significativement les heures de travail et modifie positivement et significativement les heures de réserve de l'individu. Cogan [1981] obtient également le même type de relation même si ce dernier obtient des coefficients faiblement significatifs.

La présence d'enfants au sein du couple affecte positivement et significativement les heures de réserve et négativement les heures travaillées. Cogan [1981] identifie une relation positive et significative entre la présence d'enfants et les heures de réserve tandis que Zabel [1993] obtient un coefficient négatif mais faiblement significatif.

Concernant l'équation de salaire des relations habituelles entre l'âge et le niveau d'éducation sont obtenues. Le niveau d'éducation seul influence négativement le salaire mais le salaire augmente

Tableau 1.2 : Estimation des heures offertes

| Variables | Modèle à la Heckman | | Modèle coûts fixes | | |
|-------------------|----------------------|----------------------|---------------------------|----------------------|-----------------------------|
| | Heures travaillées | Salaire | Heures travaillées MCO | Salaire MCO | Heures de réserve déduit |
| RTT35 | -0.039 (0.006***) | | -0.018 (0.008***) | | -0.0175 (0.082***) |
| RTT39 | 0.035 (0.0005***) | | 0.008 (0.007) | | -0.041 (0.076***) |
| NRTT35 | -0.005 (0.007) | | -0.014 (0.009) | | 0.005 (0.101) |
| NRTT39 (Réf.) | - | | - | | - |
| LWP | -0.091 (0.006***) | | -0.107 (0.023***) | | 0.485 (0.091***) |
| Salaire | 1.682 (0.047***) | | 0.445 (0.076***) | | |
| Sexe | -0.012 (0.013) | 0.564 (0.012***) | -0.036 (0.019*) | 0.210 (0.012***) | -0.153 (0.012***) |
| Age | 0.907 (0.380***) | 6.447 (0.623***) | 0.373 (0.598***) | 2.862 (0.380***) | -42.570 (18.713.***) |
| Age ² | -1.221 (0.441***) | -6.591 (0.701***) | -0.388 (0.689***) | -2.864 (0.441***) | -49.688 (27.294) |
| Educ | 1.812 (0.042***) | -0.944 (0.073***) | 0.442 (0.089***) | -0.226 (0.042***) | -3.211 (0.232***) |
| Educ ² | -0.669 (0.014***) | -0.561 (0.016***) | -0.155 (0.024***) | 0.183 (0.014***) | 0.387 (0.014***) |
| age*educ | -2.100 (0.074***) | 2.334 (0.118***) | -0.538 (0.131***) | 0.727 (0.129***) | 2.795 (0.658***) |
| ENFANT0 (Réf.) | - | | - | | - |
| ENFANT1 | -0.111 (0.006***) | | -0.027 (0.008***) | | 0.128 (0.088***) |
| ENFANT2 | -0.245 (0.006***) | | -0.050 (0.010***) | | 0.377 (0.095***) |
| ENFANT3 | -0.435 (0.009***) | | -0.072 (0.025***) | | 1.919 (0.119***) |
| ENFBA1 | -0.110 (0.009***) | | -0.040 (0.011***) | | 0.294 (0.029***) |
| ENFBA2 | -0.201 (0.011***) | | -0.092 (0.028***) | | 1.834 (0.133***) |
| ENFBA3 | -0.703 (0.016***) | | -0.223 (0.006***) | | 3.339 (0.188***) |
| IdF | | 0.351 (0.011***) | | 0.120 (0.012***) | |
| TXCH | | -1.163 (0.130***) | | 6.966 (0.154***) | |
| Constante | -8.743 (0.336***) | 19.372 (0.147***) | -1.922 (0.459***) | 19.372 (0.147***) | 3.922 (0.218***) |
| Rho/Mill | | -0.593*** | | 0.109*** | |
| R ² | 0.08 | 0.28 | 0.07 | 0.31 | |

* significatif au seuil de 10%, ** au seuil de 5%, *** au seuil 1% avec correction de White

Source : Enquête EMPLOI 2000

lorsqu'il croit avec l'âge. Concernant la localisation géographique et le taux chômage par département et par sexe les coefficients obtenus sont significatifs et conformement aux hypothèses formulées. Les individus travaillant dans l'agglomération parisienne ont un revenu plus élevé que les salariés des autres régions métropolitaines. En outre, si le taux de chômage est considéré comme une variable proxy du pouvoir de négociation des salariés dans un bassin d'emploi donné, une baisse de ce pouvoir affecte négativement le salaire horaire obtenu.

Les élasticités de l'offre de travail par rapport au salaire et au revenu hors travail sont présentées dans le tableau 1.3. Cette dernière est de -0.16 dans le modèle à la Heckman et de -0.14 dans le modèle avec coûts fixes. Pour ces deux spécifications, le loisir est un bien normal puisque sa consommation croit avec le revenu. Les élasticités par rapport au salaire donnent en revanche des résultats très différents selon le modèle retenu. Etant donné que les individus étudiés sont principalement des femmes (86%), l'élasticité de l'offre de travail non-compensée estimée pour le modèle avec coûts fixes (0.67 et 0.80) n'est pas trop éloignée des estimations réalisées par d'autres études (voir Blundell and MaCurdy [1999] pour une synthèse p.1648-1651). En revanche, le modèle ne tenant pas compte des coûts fixes donne une évaluation de l'élasticité anormalement élevée. Ce résultat milite en faveur de la prise en compte des coûts fixes.

D'après la spécification retenue pour l'équation d'offre de travail (équation 4), il est facile d'obtenir la pente de la fonction d'offre de travail compensée (\bar{H}) à partir de l'équation de Slutsky :

$$\frac{\partial \bar{H}}{\partial W} = \frac{\partial H}{\partial W} - H \frac{\partial H}{\partial R}$$

et de déduire l'élasticité de l'offre de travail compensée. Cette élasticité est supérieure dans les deux cas à l'élasticité non-compensée puisqu'elle ne tient pas compte de l'effet revenu.

Tableau 1.3. : Evaluation des élasticités

| | Echantillon | | Estimé (avec coûts fixes) | |
|------------------------------------|-------------|------------|---------------------------|------------|
| | Moyenne | Ecart-type | Moyenne | Ecart-type |
| Heures de travail (heures/semaine) | 33.08 | 8.50 | 33.08 | 8.20 |
| Salaire horaire (FF) | 52.76 FF | 27.93 | 47.91 | 13.62 |
| Salaire mensuel (FF) | 7536.78 | 3954.01 | 6843.55 | 2795.03 |

| Elasticités de l'offre de travail | | |
|-----------------------------------|---------------|-------------|
| | Tobit bivarié | Coûts fixes |
| Elasticité compensée | 2.65 | 0.80 |
| Elasticité revenu hors travail | -0.14 | -0.16 |
| Elasticité non-compensée | 2.54 | 0.67 |

Concernant l'impact sur les heures de réserve, il apparaît que celles-ci sont moins importantes lorsque le conjoint travaille 35 heures. Cet effet est fortement significatif. Ainsi dans un cadre avec coûts fixes, la situation du conjoint à l'égard des 35 heures affecte simultanément les heures de travail réalisées et les heures de réserve. Lorsque son conjoint travaille dans une entreprise ayant signé un accord de RTT, l'individu a tendance, toutes choses égales par ailleurs, à travailler moins d'heures et à accepter plus fréquemment des emplois dont la durée est plus faible.

Par ailleurs, le modèle probit réalisé en première étape indique que les variables *RTT35*, *RTT39* et *NRRT35* n'affectent pas la décision de participation au marché du travail de l'individu. Toutefois, ce résultat ne permet pas de conclure à l'absence d'un effet d'un travailleur additionnel puisqu'il ne tient pas compte de la situation professionnelle passée de l'individu. Présentons maintenant les résultats obtenus lorsque cette dimension est prise en compte.

Les estimations réalisées sont présentées dans le tableau 1.4. Les colonnes 2 à 3 présentent les résultats du modèle probit tenant compte ou non de l'impact de la variable taux de chômage et instrumentant ou non le salaire du conjoint. La colonne 4 présente un modèle probit contrôlant les biais de sélection provenant de l'étude des individus qui étaient inactifs lors de la période précédente. Ce modèle de type bivarié permet de tenir compte d'une éventuelle corrélation entre la situation professionnelle passée et présente de l'individu. Enfin la colonne 5 présente un modèle probit trivarié analysant simultanément la décision de passer du statut d'inactif à celui d'actif, la situation du conjoint, et celle de son entreprise à l'égard de la RTT. Quelle que soit la spécification retenue, l'effet d'un travailleur additionnel est positif et significatif. Les individus ont une probabilité plus élevée de

passer du statut d'inactif à celui d'actif lorsque leur conjoint travaille 35 heures dans une entreprise ayant signé un accord de RTT. La significativité des coefficients est calculé à l'aide de la correction pour l'hétéroscédasticité proposée par White (1981).

Pour le modèle probit univarié la variable *RTT35* est positive et significative. En revanche, les variables *RTT39* et *NRTT35* ne sont pas significatives. Concernant les autres coefficients du modèle des résultats standards sont obtenus. L'âge et le niveau d'éducation influencent de manière significative la décision d'entrer sur le marché du travail. Plus l'individu est diplômé, plus il est incité à entrer sur le marché du travail. Le nombre d'enfants au sein du ménage influence significativement la décision d'entrer sur le marché du travail. Lorsque l'enfant le plus jeune n'est pas encore scolarisé (inférieur à 6 ans), l'individu est moins incité à entrer sur le marché du travail. En revanche, lorsque l'ensemble des enfants est scolarisé, la probabilité d'entrer est plus forte et ce jusqu'à concurrence de trois enfants au sein du ménage. La localisation géographique ne semble pas influencer la décision d'entrer sur le marché du travail.

Concernant l'impact d'une variation entre 1999 et 2000 du taux de chômage par département et par sexe (*VTXCH*) et le logarithme du salaire du conjoint (*LWC*) plusieurs estimations sont réalisées. La variable *VTXCH* n'affecte pas la décision professionnelle de l'individu et son omission n'a pas d'effet sur la significativité des autres coefficients du modèle.

Le logarithme du salaire du conjoint affecte négativement et significativement la décision d'entrer sur le marché du travail. Plus le revenu du conjoint est important moins l'individu est incité à entrer sur le marché du travail. Ce qui est conforme à l'hypothèse que le loisir est un bien normal. Afin de contrôler un éventuel problème d'endogénéité, cette variable est instrumentée par une variable muette sur la localisation géographique et par une relation quadratique de l'âge, du niveau d'éducation et de l'ancienneté du conjoint. Dans cette spécification, afin d'obtenir les bons termes d'erreur, la matrice de variance covariance est corrigée d'après la correction standard (voir par exemple Maddala [1983] p. 245).

L'estimation tenant compte du biais de sélection permet de contrôler en partie l'hétérogénéité inobservée associée à la décision d'entrer sur le marché du travail. En contrôlant la présence d'une corrélation éventuelle entre la probabilité d'être inactif à la période précédente et la probabilité d'entrer sur le marché du travail. Le test de Wald réalisé conduit à rejeter l'hypothèse d'une indépendance entre ces deux équations au seuil de 1%. Il existe donc une relation positive et significative entre les deux situations professionnelles. Toutefois, la prise en compte de cette corrélation n'affecte pas les signes des coefficients obtenus par le modèle probit univarié précédant mais modifie dans

certain cas leur significativité. Par exemple, les coefficients associés à l'âge (*AGE* et *AGE*²) ne sont plus significatifs. Seuls leur combinaison avec la variable diplôme (*AGEEDUC1*, *AGEEDUC2*, *AGEEDUC3*) affecte la décision d'entrer sur le marché du travail. L'effet d'un travailleur additionnel demeure positif et significatif pour la variable (*RTT35*), i.e. lorsque le conjoint est passé aux 35 heures dans une entreprise ayant signé un accord de RTT. De la même façon que pour le modèle probit, la variable salaire du conjoint est instrumentée et l'impact de la variation du taux de chômage est contrôlée. Ces différentes spécification affectent peu les résultats obtenus.

Enfin lorsque la situation du conjoint à l'égard de la réduction du temps de travail ainsi que celle de son entreprise sont endogénéisées et estimées de manière simultanée avec la probabilité d'entrer sur le marché du travail, l'effet d'un travailleur additionnel (*RTT35*) demeure positif et significatif.

Les tests de Wald réalisés conduisent à rejeter l'hypothèse d'une dépendance entre la situation de l'entreprise du conjoint à l'égard de la RTT et la décision d'entrer sur le marché du travail au seuil de 5%. En revanche, les deux autres coefficients de corrélation ne sont pas significativement différents de 0. Le signe et la significativité des coefficients calculés pour cette dernière spécification sont très proches de ceux obtenus par le modèle probit univarié.

Tableau 1.4 : Estimation de l'effet d'un travailleur additionnel

| Variables | Probit Coefficient (écart-type) | | | Probit bivarié Coefficient (écart-type) | Probit trivarié Coefficient (écart-type) |
|------------------------|---------------------------------------|-----------------------|------------------------|---|--|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (7) |
| RTT35 | 0,297 (0.096***) | 0,297 (0.096***) | 0,308 (0.096***) | 0,232 (0.090***) | 0,656 (0.275***) |
| RTT39 | 0,037 (0.098) | 0,039 (0.098) | 0,034 (0.098) | 0,033 (0.077) | 0,321 (0.238) |
| NRTT35 | -0,016 (0.131) | -0,017 (0.130) | -0,011 (0.130) | -0,007 (0.101) | 0,002 (0.475) |
| NRTT39 (Réf.) | - | - | - | - | - |
| LWC (direct) | -0,213 (0.104***) | -0,210 (0.104***) | -0,221 (0.115**) | -0,166 (0.088*) | -0,253 (0.113***) |
| LWC (VI) | | | | | |
| Sexe | 0,297 (0.219) | 0,297 (0.219) | 0,321 (0.211) | -0,273 (0.235) | 0,297 (0.114) |
| Age | 17,247 (11.508) | 17,229 (11.496) | 17,939 (11.496) | 9,983 (9.987) | 17,939 (12.030) |
| Age ² | -23,791 (13.925*) | -23,780 (13.905*) | -24,365 (13.905*) | -14,725 (12.342) | -24,365 (14.208*) |
| Educ | 6,444 (2.644***) | 6,413 (2.648***) | 6,520 (2.648***) | 5,511 (2.086***) | 2,094 (0.993***) |
| Educ ² | -0,583 (0.685***) | -0,578 (0.685***) | -0,58 (0.685***) | -0,144 (0.556) | -0,050 (0.081***) |
| age*educ | -25,151 (11.178***) | -25,033 (0.074***) | -25,663 (11.194***) | -26,073 (8.666***) | -8,580 (4.246***) |
| age ² *educ | 26,226 (12.303**) | 26,160 (12.303**) | 26,885 (12.303**) | 30,883 (9.837***) | 9,267 (4.493**) |
| age*educ ² | 0,946 (1.804) | 0,935 (1.809) | 0,932 (1.809) | 0,082 (1.436) | 0,084 (0.218) |
| ENFANT0 (Réf.) | | | | | |
| ENFANT1 | 0,025 (0.133) | 0,028 (0.133) | 0,03 (0.133) | 0,102 (0.104) | 0,025 (0.137) |
| ENFANT2 | 0,229 (0.131) | 0,229 (0.131) | 0,228 (0.131) | 0,490 (0.107***) | 0,236 (0.129) |
| ENFANT3 | -0,087 (0.140) | -0,089 (0.149) | -0,087 (0.149) | -0,563 (0.173***) | -0,070 (0.141) |
| ENFBA1 | -0,090 (0.205) | -0,087 (0.205) | -0,096 (0.205) | -0,075 (0.156) | -0,066 (0.219) |
| ENFBA2 | -1,113 (0.198***) | -1,110 (0.198***) | -1,112 (0.198***) | -0,452 (0.252) | -1,099 (0.199***) |
| ENFBA3 | -0,905 (0.188***) | -0,905 (0.019***) | -0,895 (0.019***) | -0,032 (0.265) | -0,885 (0.184***) |
| IdF | -0,099 (0.115) | -0,077 (0.108) | -0,061 (0.114) | -0,080 (0.096) | -0,068 |
| VTXCH | -0,523 (0.966) | | | 1,224 (0.971) | |
| Constante | -2,523 (2.567***) | -2,636 (2.561***) | -2,649 (2.572***) | -2,34 (2.170) | -2,649 (2.955***) |
| rho | | | | 0,758*** | - |
| rho11 | | | | - | -0,113 |
| rho23 | | | | - | -0,014 |
| rho13 | | | | - | -0,256*** |
| N | 2171 | | | 10525 | 2171 |
| ln L | -801.767 | -801.742 | -802.601 | -5344.090 | -2793.101 |
| pseudo R ² | 0.149 | 0.149 | 0.148 | 0.021 | 0.042 |

++ Le taux de chômage par région et par sexe a été calculé à partir de l'ensemble de l'enquête EMPLOI A partir de la pondération du recensement de l'année 1999

* significatif au seuil de 10%, ** au seuil de 5%, *** au seuil 1% avec correction de WhitePour (2) et (3)

L'ensemble de l'estimation est présentée en annexe 4. les résultats obtenus sont issus du logiciel GAUSS

4.2 Les effets marginaux

L'analyse des effets marginaux associés à la situation du conjoint à l'égard des 35 heures (*RTT35*, *RTT39*, *NRTT35*), à la variation du taux de chômage (*VTXCH*) et au salaire du conjoint (*LWC*) permet de comparer les résultats obtenus dans les différentes spécifications. Avant de discuter des résultats obtenus présentons la méthodologie retenue pour calculer les effets de ces variables muettes et continue dans le cas de probits univariés et multivariés.

Dans le cas d'un probit univarié, l'effet marginal $\widehat{\gamma}_k$ associé à la variation de x_k sur l'entrée sur le marché du travail s'écrit $\phi(x\widehat{\beta})\widehat{\beta}_k$ lorsque x_k est une variable continue et $\Phi(x_{-k}\widehat{\beta}_{-k} + \widehat{\beta}_{-k}) - \Phi(x_{-k}\widehat{\beta}_{-k})$ lorsque x_k est une variable muette.

Dans le cas du probit bivarié, l'effet marginal est composé d'un effet direct et indirect (Christofides, Stengos et Swidinsky [1997]). Il est nécessaire de distinguer deux cas selon que x_k est présent dans les variables explicatives des deux variables latentes ou simplement dans l'une d'entre elle. En notant $\Phi_{y_1 y_2} = \Pr ob(y_1 = 1, y_2 = 1)$, l'effet marginal s'obtient alors de la manière suivante :

$$\frac{\partial \Phi_{y_1 y_2}}{\partial x_k} = \frac{\partial (\Phi_{y_1} \Phi_{y_2/y_1})}{\partial x_k} = \phi_{y_1} \Phi_{y_2/y_1} \widehat{\beta}_{1k} + \Phi_{y_1} \phi_{y_2/y_1} \widehat{\beta}_{2k} \quad (22)$$

avec $\widehat{\beta}_{1k}$ et $\widehat{\beta}_{2k}$ les coefficients estimés associés à la variable x_k pour la première et la seconde équation du probit bivarié. Φ_{y_2/y_1} et ϕ_{y_2/y_1} correspondent à la fonction cumulative et à la fonction de densité conditionnelle :

$$\Phi_{y_1/y_2} = \Phi\left(\frac{x_1 \widehat{\beta}_1 - \widehat{\rho} x_2 \widehat{\beta}_2}{\sqrt{1 - \widehat{\rho}^2}}\right)$$

Le premier terme de la partie droite de l'équation (22) correspond à l'effet direct et le second terme à l'effet indirect. Lorsque x_k intervient uniquement dans y_1^* ou uniquement dans y_2^* seul l'effet direct ou indirect demeure.

Toutefois, il peut être intéressant de calculer l'effet d'une variation de x_k sur la probabilité conditionnelle que l'individu soit inactif. On a :

$$E(y_1 | y_2 = 1, x_k) = \frac{\Pr ob(y_1 = 1, y_2 = 1)}{\Pr ob(y_2 = 1)} = \frac{\Phi_2(\gamma_1 X, \gamma_2 X, \rho)}{\Phi(\gamma_2 X)}$$

avec

$$X = X_1 \cup X_2$$

$$\gamma_1 X = X_1 \beta_1$$

$$\gamma_2 X = X_2 \beta_2$$

On obtient (Greene [2000]) :

$$\frac{\partial E(y_1|y_2 = 1, x_k)}{\partial x_k} = \frac{1}{\Phi(\gamma_2 X)} \left[g_1 \widehat{\beta}_1 + \left(g_2 - \Phi_2(\gamma_1 X, \gamma_2 X, \rho) \frac{\phi(\gamma_2 X)}{\Phi(\gamma_2 X)} \right) \widehat{\beta}_2 \right]$$

avec

$$g_1 = \phi(\gamma_1 X) \Phi \left(\frac{\gamma_2 X - \rho \gamma_1 X}{\sqrt{1 - \rho^2}} \right)$$

Deux cas particuliers se présentent lorsque la variable x_k n'intervient que dans y_1^* et x_k est une variable discrète. L'effet marginal s'obtient respectivement sous la forme suivante :

$$\widehat{\gamma}_k = \frac{\partial E(y_1|y_2 = 1, x_k)}{\partial x_k} = \frac{1}{\Phi(\gamma_2 X)} g_1 \widehat{\beta}_1$$

$$\widehat{\gamma}_k = E(y_1|y_2 = 1, x_k = 1) - E(y_1|y_2 = 1, x_k = 0)$$

Afin de déterminer la significativité des effets marginaux, la matrice de variance covariance est construite à l'aide de la méthode delta aussi bien pour le modèle probit univarié que multivarié. On a :

$$Asy.Var[\widehat{\gamma}] = \left[\partial \widehat{\gamma}_k / \partial \widehat{\beta}_k \right] V \left[\partial \widehat{\gamma}_k / \partial \widehat{\beta}_k \right]'$$

avec

$$V = AsyVar \left[\widehat{\beta}_k \right]$$

Notons, enfin que la spécification retenue pour le modèle probit trivarié ne permet pas de calculer les effets marginaux associés aux variables muettes (*RTT35*, *RTT39*, *NRTT35*).

Tableau 1.5 : Effets marginaux

| Variables | RTT35 | * RTT39 | NRTT35 | Salaire conjoint | | taux de chômage |
|------------------|-------|---------------------|----------------------|------------------|----------------------|----------------------|
| | | | | direct | VI ^(a) | |
| PROBIT univarié | | | | | | |
| (1) coefficients | 0,297 | 0,038 ^{ns} | -0,016 ^{ns} | -0,213 | | -0,523 ^{ns} |
| effets marginaux | 0,068 | 0,007 | -0,003 | -0,034 | | -0,107 |
| (2) coefficients | 0,293 | 0,030 ^{ns} | -0,017 ^{ns} | -0,131 | | |
| effets marginaux | 0,067 | 0,006 | -0,003 | -0,027 | | |
| (3) coefficients | 0,300 | 0,031 ^{ns} | -0,011 ^{ns} | | -0,108 ^{ns} | |
| effets marginaux | 0,069 | 0,006 | -0,002 | | -0,022 | |
| PROBIT bivarié | | | | | | |
| (4) coefficients | 0,233 | 0,026 ^{ns} | -0,005 ^{ns} | -0,105 | | 1,247 ^{ns} |
| effets marginaux | 0,086 | 0,009 | 0,000 | -0,054 | | 0,665 |
| (5) coefficients | 0,278 | 0,028 ^{ns} | -0,011 ^{ns} | -0,127 | | |
| effets marginaux | 0,087 | 0,009 | 0,000 | -0,054 | | |
| (6) coefficients | 0,287 | 0,029 ^{ns} | 0,004 ^{ns} | | -0,107 ^{ns} | |
| effets marginaux | 0,085 | 0,009 | 0,001 | | -0,056 | |

(a) VI : le salaire du conjoint est instrumenté.

ns : non significatif.

Source : Enquête EMPLOI 2000

L'effet marginal de la situation du conjoint à l'égard des 35 heures sur la décision de passer du statut d'inactif à celui d'actif varie entre +0.06 et +0.08. Les modèles (1) à (6) présentent les résultats obtenus pour le modèle probit univarié et probit tenant compte du biais de sélection en incluant la variation du taux de chômage (modèles (1) et (4)), en excluant cette variable (modèles (2) et (5)) et en instrumentant le salaire du conjoint (modèles (3) et (6)). La prise en compte du biais de sélection a tendance à renforcer l'effet du travailleur additionnel associé aux 35 heures. L'effet d'un travailleur additionnel associé au passage à 35 heures du conjoint est donc significatif et positif. Il demeure toutefois de faible ampleur au regard des autres coefficients du modèle. Ainsi, la diffusion des 35 heures dans l'ensemble de l'économie française risque d'inciter, au delà d'un simple effet de flexion, les inactifs dans le conjoint est contraint au niveau de ces heures travaillées à entrer sur le marché du travail et à accroître le taux d'activité.

5 Conclusion

La diffusion des 35 heures dans l'économie française engendrée par les lois Robien et Aubry affecte le temps de travail effectif des salariés à temps complet. Au delà de cet effet direct, elle peut également modifier le choix professionnel et l'offre de travail des inactifs, des chômeurs et des salariés à temps partiel. Dans un cadre familial d'offre de travail, lorsque le conjoint à 35 heures est contraint au niveau de ses heures de travail, un effet de substitution intra-familial du temps de travail domestique peut inciter l'agent à accroître son offre de travail. Inversement, un accroissement du temps de loisir de son conjoint peut inciter l'agent à réduire son offre de travail si le loisir est un bien complémentaire au niveau du couple. Enfin l'évolution de la rémunération globale de son conjoint lors du passage aux 35 heures peut également modifier la stratégie professionnelle de l'agent. Pour compenser cet effet revenu et pouvoir maintenir un niveau de consommation familiale stable dans le temps, l'agent peut être incité à accroître son offre de travail.

De nombreux travaux théoriques et empiriques analysent les conséquences d'une baisse de la durée légale sur l'offre de travail individuel et sur l'évolution de l'offre de travail totale (les heures supplémentaires ou l'exercice d'une activité secondaire). En revanche, peu de travaux s'intéressent à l'impact de la RTT sur l'offre de travail familiale. Les travaux de Hunt [1998] fournissent les premiers résultats sur ce sujet à partir de données allemandes.

L'étude économétrique proposée dans ce mémoire s'appuyant sur un échantillon original de couples français construit à partir de l'enquête EMPLOI 2000 offre la possibilité d'analyser l'impact de la RTT sur l'offre de travail familiale. Deux dimensions de cette offre sont étudiées. D'une part, la participation au marché du travail et l'intensité de cette participation et, d'autre part, la décision de passer du statut d'inactif à celui d'actif.

Les résultats obtenus montrent que le passage de son conjoint aux 35 heures affecte peu ou pas la participation de l'agent au marché du travail notamment lorsque les coûts fixes associés à la participation au marché du travail sont pris en compte. En revanche, ce passage affecte négativement et significativement l'intensité de cette participation. Les salariés dont le conjoint passe aux 35 heures ont tendance, toutes choses égales par ailleurs, à travailler moins d'heures. Il semble donc que la complémentarité du temps de loisir domine l'effet de substitution du temps de travail domestique.

Enfin, l'analyse portant sur le passage du statut d'inactif à celui d'actif semble démontrer que lorsque le conjoint est touché par la RTT, l'agent a une probabilité plus forte d'entrer sur le marché du travail. Bien que cet effet d'un travailleur additionnel soit de faible ampleur, il demeure positif et significatif et ce quel que soit le modèle retenu.

Les résultats obtenus montrent que les salariés, dont le conjoint passe à 35 heures, ont tendance, *toutes choses égales par ailleurs*, à travailler moins d'heures et ont une probabilité plus élevée de passer du statut d'inactif à celui d'actif. Ainsi, la diffusion des 35 heures pourrait permettre d'accroître le taux d'activité, actuellement de 61%, dans l'économie française. Ce résultat indirect associé à la réduction du temps de travail pourrait répondre aux recommandations du Conseil européen de Lisbonne du 23 et 24 mars 2000 visant à porter le taux d'activité à 70% d'ici à 2010 dans l'ensemble des pays de l'Union.

6 Annexes

6.1 L'information sur la construction de la base de données

A partir de la base initiale de l'enquête EMPLOI 2000 comprenant plus de 148 700 observations individuelles, un échantillon de 45 742 couples a été construit à l'aide des identifiants de logement (voir annexe 1 pour les détails de cette opération). Seuls les ménages dont au moins l'un des deux membres est à temps complet et dont l'horaire de travail hebdomadaire est compris entre 30 heures et 45 heures ont été conservés.

Par ailleurs, ont été retenus uniquement les individus ayant achevé leur formation initiale, n'étant pas affectés par les dispositifs de pré-retraites progressives⁶ et dont les entreprises faisaient parties du champ de la loi Aubry du 19 janvier 2000. N'ont été retenus que les salariés âgés de 25 à 56 ans en CDI, en CDD ou ayant un statut d'intérimaire et ne travaillant ni pour l'Etat ni pour les collectivités locales.

Enfin, les salariés relevant de catégories spécifiques en termes de définition de leur temps de travail ont été écartés afin d'homogénéiser les réponses obtenues. Les salariés du secteur agricole, les professions libérales, les commerciaux et les VRP ont un temps de travail qui n'est pas clairement défini ou qui relève de régimes spécifiques. Ils ont été écartés de notre échantillon. De même, les salariés travaillant en équipes (2 x 8, 3 x 8, en équipes ou en brigades) regroupent des individus postés en continue dont la durée légale est fixée à 35 heures depuis 1982. Ces individus bénéficient d'un temps de travail réduit en dehors des dispositifs récents de type Robien et Aubry sont également exclus. L'échantillon finalement retenu comprend 10 524 couples.

Deux opérations constructions d'une base de ménages à partir de l'enquête EMPLOI 2000 et appariement afin d'obtenir des informations relatives au fait de travailler dans une entreprise ayant signé un accord de réduction du temps de travail ou passé aux 35 heures.

Construction d'une base de données de ménages :

Afin d'obtenir des informations sur les choix professionnels des ménages français consécutivement à la mise en place de la réduction du temps de travail un travail important sur l'enquête EMPLOI a dû être réalisé. L'échantillon de l'enquête emploi est constitué de près de 150 000 ménages identifiés grâce à leur logement. Ces logements sont tirés selon un taux de sondage moyen est de 1/300 à partir d'une stratification de région/commune/aire de logement de la France métropolitaine. L'échantillon est renouvelé par tiers chaque année. Il est possible de construire à partir de l'identifiant de l'aire de logement (**aire**), l'identifiant du logement (**imloc**), le numéro individuel dans le ménage (**noi**), le sexe (**s**), l'année de naissance (**naia**), le lien avec la personne de référence du ménage (**lprm**), une base de données de couples pour chaque année mais également un panel de ménages (Les détails de cette opération ainsi que le programme SAS ayant permis de construire cette base sont donnés en annexe). Notons qu'une seule personne ("l'individu de référence") répond au questionnaire pour elle même et pour l'ensemble des autres personnes constituant le ménage. Cette méthodologie peut générer deux types de biais. Il est possible que ce ne soit pas la même personne qui remplisse le questionnaire d'une année sur l'autre et "l'individu de référence" par manque d'information ou pour d'autres raisons peut fournir des réponses erronées concernant la situation professionnelle des autres membres du ménage.

Information face à la RTT

L'enquête Emploi est une enquête auprès d'individus un nombre important d'informations relatives à l'activité professionnelle de l'individus sont disponibles dans l'enquête : participation au

⁶ Les dispositifs de pré-retraites progressives permettent aux salariés de plus de 55 ans de réduire progressivement leur temps de travail.

marché du travail, temps de travail, salaire, catégorie socio-professionnelle, secteur d'activité et taille de l'entreprise. Dans l'enquête Emploi la durée du travail est repérée au travers de deux questions :

A 13 : " *Quel nombre d'heures de travail effectuez vous habituellement par semaine ?*"

A 18 : " *La semaine dernière combien d'heures de travail avez-vous réellement accompli dans votre profession principale ?*"

A ces deux questions le salarié peut inclure des éventuelles heures supplémentaires. Toutefois l'analyse réalisée par la DARES sur le contenu de ces déclarations souligne que cette " *durée habituelle*" s'assimile de plus en plus à la durée collective de l'établissement dans lequel travaille l'individu. Le développement de l'aménagement du temps de travail au niveau hebdomadaire, mensuel et annuel rend le concept de durée habituelle de plus en plus délicat à manier. L'existence de périodes hautes et de périodes basses, l'octroi de journée ou de demi-journée de congés et la diffusion de la modulation incite les individus à donner une durée habituelle normée. Comme le montre le graphique (1.2), elle se bi-polarise fortement aux 35 heures et aux 39 heures.

La durée réellement accomplie la semaine antérieure à la réalisation permet d'appréhender les modalités d'aménagement du temps de travail utilisées par les entreprises (heures supplémentaires, chômage partiel, programme de formation , ...). Toutefois, les différences de réponse entre les questions A13 et A18 ne permettent pas d'appréhender un effet "35 heures" puisque les items proposés n'intègrent pas les nouvelles modalités d'aménagement du temps de travail utilisées par les entreprises (modulation du temps de travail, jours de RTT, périodes hautes et périodes basses).

Aucune information concernant le choix de l'entreprise à l'égard de la nouvelle durée légale n'est disponible dans l'enquête Emploi. Afin d'obtenir cette information, la DARES a obtenu de l'INSEE la possibilité d'apparier à l'aide, des numéros **SIRET** de l'entreprise dans laquelle l'individu exerce son activité principale, le fichier de l'enquête Emploi et les fichiers relatif à la signature d'un accord de réduction du temps de travail ou à la mise en place des 35 heures. Ces fichiers se composent des bases **URSSAF**, des **conventions Robien et Aubry 1**, des fichiers **DESTIN**, des entreprises non éligibles et de la base de **DGEFP**.

Le détail et la qualité de cet appariement pour les enquêtes Emploi des années 1999, 2000 et 2001 sont présentés Ulrich et Oliveira, [2001]. Les auteurs soulignent la population qui a pu être appariée grâce au numéro SIRET lorsque celui-ci était disponible se distingue peu de la population dont il n'a pas été possible de trouver le numéro SIRET.

Lorsque nous avons effectué notre appariement avec le fichier ménage nous avons rencontré deux types de situation qui nécessite d'être commentés : L'existence de salariés à 35 heures dans des entreprises n'ayant pas signé d'accord de RTT et l'existence de salariés à 39 heures dans des entreprises ayant signé des accords de RTT.

Le premier type d'écart peut s'expliquer par l'existence d'entreprise qui ont mis en oeuvre la réduction du temps de travail mais que l'on ne retrouve dans aucun des fichiers disponibles pour identifier ce type d'entreprise. C'est notamment le cas des petites entreprises qui ont appliqué un accord de branche ou les entreprises dont la RTT est une décision unilatérale de l'employeur et qui n'ont pas demandé l'aide. Un décalage temporel entre la signature de l'accord de RTT et la mise en oeuvre de RTT peut expliquer qu'un salarié déclare une durée habituelle de 35 heures alors que la RTT n'est pas encore effective par anticipation.

Le second type d'écart provient principalement de cadres qui ont du être exclus de manière implicite ou explicite du processus de réduction du temps de travail mis en place dans leur entreprise.

7 Références :

- Amémiya T., [1985], *Advanced Econometrics*, Cambridge : Harvard University Press, 1985.
- Berger M. and B. Fleisher, [1984], "Husband's Health and Wife's Labor Supply", *Journal of Health Economics*, 3, p. 63-75.
- Blank R., [1988], "Simultaneously Modeling the Supply of Weeks and Hours of Work among Female Household Heads", *Journal of Labor Economics*, 6 (2), p. 177-204.
- Blundell R., W. Ham and J. Meghir, [1987], "Unemployment and Female Labour Supply", *Economic Journal*, 97, p. 44-64.
- Blundell R. and T. MaCurdy, [1999], "Labor supply : A review of alternative approaches", in Ashenfelter O. and Card D. (eds), *Handbook of Labor Economics*, Elsevier Science Publisher, 3A, Chap 27.
- Bronfenbrenner M. and J. Mossin, [1967], "The shorter work week and the labor supply", *Southern Economic Journal*, 33, p. 322-331.
- Brunello G., [1989], "Work Sharing, Employment and Wages", *European Economic Review*, 27 (3), p. 293-309.
- CGP, [2001], *Réduction du temps de travail : les enseignements de l'observation*, Rapport de la commission présidée par Henri Rouilleault, La documentation française, Paris 2001.
- Christofides L., T. Stengos and R. Swidinsky, [1997], "On the calculation of marginal effects in the bivariate probit model", *Economics Letters*, 54, p. 203-208.
- Cogan J.F., [1981], "Fixed Costs and Labor Supply", *Econometrica*, 49 (4), p. 945-963.
- Cullen J. and J. Gruber, [2000], "Does Unemployment Insurance Crowd out Spousal Labor Supply?", *Journal of Labor Economics*, 18 (3), p. 546-572.
- De Regt E. R., [1988], "Labor Demand and Standard Working Time in Dutch Manufacturing, 1954-1982", in R. Hart Unemployment and Labor Utilization, Boston, 1988.
- Estrade M-A., D. Méda et R. Orain, [2001], "Les effets de la réduction du temps de travail sur les modes de vie : Qu'en pensent les salariés un an après ?", *Premières informations et premières synthèses*, n°21.1, mai 2001.
- Fernandez A., J. Rodriguez-Poo and S. Sperlich, [2001], "A note on the parametric three step estimator in structural labor supply models", *Economics Letters*, 74, p. 31-41.
- Franz W. and H. König, [1986], "The Nature and Causes of Unemployment in the Federal Republic of Germany since 1970s : An empirical Investigation", *Economica*, 53 (210), S219-S244.
- Greene W., [2000], *Econometric Analysis*, Prentice Hall International, Fourth Edition, New Jersey 2000.
- Gronau R., [1974], "Wage Comparisons : A Selectivity Bias", *Journal of Political Economy*, 82, p. 1119-1149.
- Gunderson M., [1977], "Logit Estimates of Labour Force Participation Based on Census Cross-Tabulation", *Canadian Journal of Economics*, 10 (3), p. 453-462.
- Johnson W. and J. Skinner, [1986], "Labor Supply and Marital Separation", *American Economic Review*, 76, p. 455-469.
- Hart R. and N. Wilson, [1988], "The Demand for Workers and hours : Micro Evidence from U.K Metal Working Industry", in R. Hart Unemployment and Labor Utilization, Boston, 1988.
- Haurin D., [1989], "Women's Labor Market Reactions to Family Disruptions", *Review of Economics and Statistics*, 71 (1), p. 54-61.
- Heckman J.J., [1974], "Shadow Prices, Market Wages and Labor Supply", *Econometrica*, 42, p. 679-694.
- Heckman J.J., [1979], "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, 47, (1), p. 153-162.
- Heckman J.J. and T. E. MaCurdy, [1980], "A Life Cycle Model of Female Labour Supply", *Review of Economic Studies*, 47 (1), *Econometrics Issue*, p. 47-74.
- Heckman J.J. and T. E. MaCurdy, [1982], "Corrigendum on a Life Cycle Model of Female Labour Supply", *Review of Economic Studies*, 49, p. 659-660.

- Hunt J., [1998], "Hours Reductions as Work-Sharing", *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, p. 339-391.
- Killingworth M., [1983], *Labor Supply*, Cambridge : Cambridge University Press, 1983.
- Kokoski M., [1987], "Indices of Household Welfare and the Value of Leisure Time", *Review of Economics and Statistics*, 69 (1), p. 83-89.
- Layard R., M. Barton and A. Zabalza, [1980], "Married Women's Participation and Hours", *Economica*, 47, p. 51-72.
- Lundberg S., [1985], "The added Worker Effect", *Journal of Labor Economics*, 3 (1), p. 11-37.
- Lundberg S., [1988], "Labor Supply of Husbands and Wives : A Simultaneous Equations Approach", *Review of Economics and Statistics*, 70 (2), p.224-235.
- Maddala G., [1983], *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, New York : Cambridge University Press, 1983.
- Maloney T., [1991], "Unobserved Variables and Elusive Added Worker Effect", *Economica*, 58, p. 173-187.
- Mincer J., [1962], "On-the-Job Training : Costs, Returns, and Some Implications", *Journal of Political Economy*, 70 (5), p. 50-79.
- Mroz T.A., [1987], "The Sensitivity of an Empirical Model of Married Women's Hours of Work to economic and statistical assumptions", *Econometrica*, 55, p. 765-799.
- Passeron V., [2002], "35 heures : 3 ans de mise en oeuvre du dispositif "Aubry I", *Premières informations et premières synthèses*, n°06.2, février 2002.
- Perlman R., [1966], "Observations on overtime and moonlighting", *Southern Economic Journal*, 35, p. 82-84.
- Pham H., [2002], "Les modalités de passage à 35 heures en 2000, *Premières informations et premières synthèses*, n°06.3, février 2002.
- Rosenzweig M. and O. Stark, [1997], *Handbook of Population and Family Economics*, 1A, Elsevier, North Holland, 1997.
- Sherman R. and T.D. Willet, [1968], "Notes on overtime, moonlighting and the shorter work week", *Southern Economic Journal*, 35, p. 78-82.
- Spletzer J., [1997], "Reexamining the added worker effect", *Economic Inquiry*, 35 (2), p. 417-427.
- Stille, F. and R. Zwiener, [1988], "Arbeitszeitverkürzung als Instrument der Beschäftigungspolitik. Zum 'Lohnausgleich' und den Beschäftigungseffekten im privaten und staatlichen Bereich", *WSI-Mitteilungen*, 41 (10), p. 590-598
- Trejo S., [1991], "The effect of Overtime Pay Regulation on Worker Compensation", *American Economic Review*, 81 (4), p. 719-740.
- Ulrich V., [2001], "La durée annuelle du travail : 1722 heures en moyenne fin 1999", *Premières informations et premières synthèses*, n°10.2, mars 2001.
- Ulrich V. et A. Oliveira, [2002], "L'incidence des 35 heures sur le temps partiel ?", *Premières informations et premières synthèses*, n°7.1, février 2002.
- Zabel J., [1993], "The Relationship between Hours of Work and Labor Force Participation in Four Models of Labor Supply Behavior", *Journal of Labor Economics*, 11 (2), p. 387-416.