

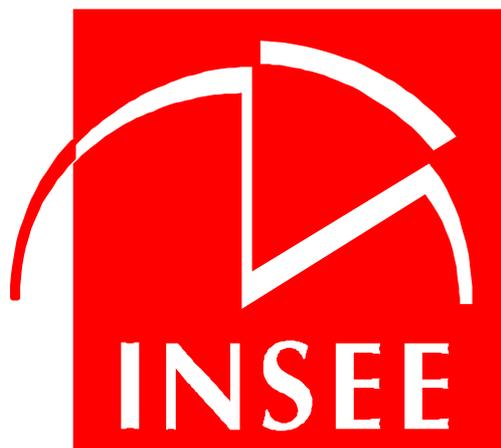
Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2002 / 15

Offre de travail féminine et
garde des jeunes enfants

Philippe Choné, David le Blanc,
Isabelle Robert-Bobée

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants

Philippe Choné*,
David le Blanc†,
Isabelle Robert-Bobée‡

Octobre 2002§

*CREST-INSEE

†CREST-INSEE.

‡INSEE

§Nous remercions Denis Fougère, Guy Laroque, Françoise Maurel, Bernard Salanié et Béatrice Sédillot, ainsi que les participants aux séminaires du département des études de l'Insee et du laboratoire de microéconométrie du Crest. Les erreurs qui subsisteraient nous sont entièrement imputables.

Résumé

Nous modélisons les décisions des mères de jeunes enfants en matière d'offre de travail et de recours à une garde extérieure payante. Nos résultats suggèrent que le coût de la garde influe sur le recours à une garde payante et sur le temps de travail féminin, mais peu sur la décision d'activité. Nous utilisons nos estimations pour simuler divers scénarios de politique économique. La suppression de l'Ape ferait augmenter le taux de recours à une garde payante de 2 points et le taux d'emploi féminin de 4 points, au sein des couples mariés avec au moins un enfant de moins de 7 ans. Les politiques visant à agir sur le coût de la garde se traduisent par un effet sur l'offre de travail agrégée, au moins autant dû aux transitions entre emploi et non-emploi qu'aux transitions entre heures de travail pour les femmes salariées.

Codes JEL: H31, J13, J22.

Mots clés : offre de travail des femmes, garde des enfants, effets de politiques publiques

Abstract

We use household income tax data to estimate a structural model of female labor supply and utilization of paid child care outside the home. We find that child care costs have little impact on the participation decision of mothers of young children. However, they influence hours of work, as well as the decision to utilize paid child care. We use our results to simulate various policy reforms. Suppressing the APE (Parental Education Aid) would cause the participation rate in our sample to rise by 4 points and the proportion of mothers using outside paid care to rise by 2 points. Examining the effects on aggregate female labor supply of other policies that affect child care costs, we generally find that intensive effects caused by changes in working time are of the same order of magnitude as extensive effects due to changes in female participation.

JEL codes: H31, J13, J22.

Keywords : Child Care, female labor supply, fiscal policies.

1 Introduction

En 2001, 3,4 millions de ménages vivant en France comptent des enfants de moins de 7 ans, et parmi eux, deux millions ont des enfants âgés de moins de 3 ans, rarement scolarisés. Ces ménages doivent souvent arbitrer entre les gains provenant de l'activité professionnelle de la mère et le coût de la garde des enfants. Les politiques publiques qui visent à favoriser la conciliation entre vie familiale et vie professionnelle, agissent sur les termes de cet arbitrage, au moyen de deux types d'instruments: la prise en charge d'une partie du coût de la garde des enfants en bas âge d'une part, le versement d'un revenu de remplacement en cas d'arrêt momentané de l'activité des parents d'autre part.

L'aide publique en faveur des parents de jeunes enfants représente un coût budgétaire important. Ainsi en 1997 (année sur laquelle porte notre étude), l'Etat ou la sécurité sociale ont payé 1,2 milliards d'euros au titre de l'Afeama¹ (prise en charge des cotisations sociales des assistantes maternelles et versement d'une aide complémentaire aux familles); 0,3 milliards d'euros pour la prise en charge partielle des cotisations sociales pour l'emploi d'une garde à domicile au titre de l'Aged²; 0,15 milliards d'euros au titre des réductions d'impôt pour frais de garde hors domicile des enfants de moins de 7 ans; 2,5 milliards d'euros pour l'allocation parentale d'éducation.

Pour autant, les dépenses occasionnées par le recours à un service de garde payant peuvent demeurer élevées relativement aux revenus d'activité potentiels de la mère. Ceci suggère que la décision de travailler, et le choix des heures de travail le cas échéant, pourraient ne pas être indépendants de la décision de recourir ou non à une garde payante. Les études décrivant la situation française en matière de travail des jeunes mères et de garde d'enfants (Flipo et Sédillot, 2000, Robert-Bobée, 2002, Drees, 2000) évoquent d'ailleurs l'interdépendance de ces choix, sans pour autant les modéliser conjointement.

L'objectif de cette étude consiste précisément à modéliser les décisions simultanées des mères de jeunes enfants en matière d'offre de travail (décision d'activité et choix entre temps partiel court, temps partiel long et temps complet) et de recours à une garde payante des enfants, de manière à évaluer la sensibilité de ces choix aux coûts de garde, aux salaires et au montant des diverses aides publiques. L'étude apporte des éléments de réponse aux questions suivantes: dans quelle mesure une hausse des coûts de garde influe-t-elle sur le recours à un service de garde payant, sur la participation des jeunes mères au marché du travail, et sur leur temps de travail? Quel est l'effet d'une hausse de salaire sur la probabilité de recourir à une garde payante? Quel est l'impact sur les comportements des aides publiques en faveur des jeunes parents?

L'article est organisé de la manière suivante. Après une brève revue de la littérature sur l'offre de travail et les gardes d'enfants (partie 2), nous présentons les données utilisées (partie 3) puis le modèle et la méthode d'estimation (partie 4). La partie 5 décrit les résultats d'estimation et présente plusieurs simulations de politique économique.

1. Aide à la Famille pour l'Emploi d'une Assistante MAternelle

2. Allocation de Garde d'Enfants à Domicile

2 Brève revue de la littérature

Une vaste littérature économique sur la garde d'enfants, essentiellement anglo-saxonne, s'est développée à partir de l'article de James Heckman (1974), qui, le premier, a montré qu'un accroissement des coûts de garde des enfants réduit la probabilité que la mère travaille et le nombre d'heures travaillées en cas d'emploi. Les auteurs qui ont suivi ont modélisé une grande variété de situations en utilisant des données et des hypothèses comportementales diverses. Toutefois, en pratique, l'impact des contraintes financières sur les décisions des mères de jeunes enfants en matière d'activité professionnelle et de mode de garde des enfants reste assez mal connu. En effet, aucun consensus clair ne s'est dégagé de la littérature, tant sur le plan des méthodes que sur celui des résultats. En particulier, les estimations des élasticités du recours à un mode de garde payante, de la participation au marché du travail et des heures travaillées par rapport au coût de la garde des jeunes enfants sont très variables selon les études.

2.1 Des choix méthodologiques très divers

Un pan de la littérature s'intéresse au choix du mode spécifique de garde, conditionnellement à l'emploi de la mère (par exemple Cleveland et Hyatt, 1993). La catégorisation des modes joue alors un rôle essentiel. Certains auteurs se contentent de distinguer la garde au domicile des parents et la garde à l'extérieur. D'autres auteurs (Averett et al., 1997, Blau et Hagy, 1998) distinguent au contraire très finement les différents types de garde (crèche, nourrice, parent, mari). Certains auteurs (Blau et Hagy, 1998) estiment la qualité des différents modes de garde, relativement à la qualité de la garde maternelle. Ils ont recours à des instruments comme les différences de réglementation encadrant les différents modes de garde, le niveau de diplôme des personnels de crèche ou de garde d'enfants, etc.

Quelques auteurs considèrent la décision d'emploi comme endogène. Certains articles (Connelly et Kimmel, 2000) se contentent d'ajouter dans l'estimation du modèle de choix du mode de garde un prédicteur de la participation (pour tenir compte de l'éventuelle endogénéité de cette dernière), ce qui ne permet pas de simuler l'effet sur l'emploi des subventions à la garde des enfants. D'autres (Blau et Hagy, 1988, Powell, 2002) estiment un modèle de décision jointe concernant l'emploi et le mode de garde. D'autres enfin (Ribar, 1995, Blundell et al., 2000) vont jusqu'à modéliser la décision intensive (choix du nombre d'heures de travail).

La prise en compte des modes informels de garde est également très variable suivant les articles. Seules les dépenses de garde formelle ouvrent droit aux aides publiques. Parmi les modes informels, on trouve le recours à un parent ou l'emploi d'un travailleur non déclaré (travail au noir). Dans ce dernier cas, la garde est informelle, mais payante. Certains auteurs défendent l'idée que l'intervention d'un parent ou ami, si elle n'implique pas une dépense financière immédiate, entraîne des coûts d'une autre nature : ainsi le service de garde par un parent peut avoir comme contrepartie certaines obligations futures, qui peuvent être coûteuses (en temps notamment). Deux grands types d'approches coexistent dans la littérature pour traiter ce problème. Comme Averett et al. (1997), on peut utiliser un prix implicite pour les heures de garde informelle et considérer qu'à l'équilibre, ce prix doit être égal au prix de l'heure de garde formelle net de toutes les subventions et aides fiscales. L'autre approche, utilisée par Ribar (1995), consiste à inclure un terme spécifique

dans la fonction d'utilité (voir section 4).

Certains auteurs évoquent le problème d'une possible endogénéité de la fécondité dans les décisions de participation et de recours à un mode de garde payant. Blau et Robins (1989) étudient la relation entre les coûts de garde, l'offre de travail et la fécondité. Ils trouvent quelques éléments suggérant que des coûts élevés de garde peuvent avoir un effet négatif sur la fécondité.

D'une manière générale, les études se distinguent aussi par le caractère plus ou moins structurel de leur démarche. On observe évidemment le salaire d'une femme seulement si elle travaille et le prix (ou le coût total) de la garde seulement si elle recourt à une garde payante. La plupart des auteurs (Cleveland et al., 1996, Connelly, 1992, Powell, 1997, 2002) corrigent les biais de sélection dans les équations de salaire ou de coût de garde (ou de prix des différents modes de garde) en utilisant des équations réduites de participation ou de recours à un mode de garde particulier, qui sont estimées en première étape. Cette méthode entraîne inévitablement des problèmes de cohérence entre les équations réduites utilisées en première étape et le modèle de décision qui est finalement estimé.

Des approches plus structurelles comme celle de Ribar (1995), Averett et al. (1997) ou Blundell et al. (2000) permettent d'éviter, au moins en partie, ces incohérences, tout en prenant en compte l'ensemble des taxes et prestations dans le calcul des ressources disponibles des ménages. Toutefois, en l'absence de données fines sur l'emploi du temps des mères, aucune méthode ne permet de se dispenser complètement d'hypothèses sur la relation entre heures de travail et heures de garde (ou coûts de la garde). Blundell et al. (2000) postulent une relation linéaire entre heures de travail et heures de garde. Ribar (1995) estime une relation plus flexible entre coûts de la garde et heures travaillées, qui permet notamment de prendre en compte des coûts fixes liés par exemple au temps de transport entre domicile et lieu de travail.

Aucune de ces études n'a considéré l'effet du salaire minimum sur les choix de travail et de garde des enfants.

2.2 Des résultats empiriques très variables

La littérature empirique sur données américaines et canadiennes contient un large éventail d'estimations pour les diverses élasticités en jeu. S'agissant des effets potentiels des mesures de politique publique envisageables, les conclusions sont également très variables suivant les articles. De plus, les articles travaillent sur des champs différents, ce qui complique encore les comparaisons : mères d'au moins un enfant de moins de trois ans, de moins de six ans, de moins de quinze ans. A notre connaissance, il n'existait pas, avant la présente étude, de résultats comparables sur données françaises.

La plupart des auteurs disposent du prix payé par les ménages pour une heure de garde ou de données permettant de le reconstituer (en divisant par exemple les dépenses totales par le nombre d'heures de garde). Une exception est Ribar (1995) qui dispose des dépenses totales de garde, mais pas de la décomposition prix-quantité.

Toutes les études trouvent un impact significativement positif du salaire de la mère sur l'emploi. A titre d'exemple, les estimations de l'élasticité (non compensée) de la participation au salaire proposées par Powell (2002) et Ribar (1995) sont respectivement 0,8 et de 0,1 à 0,5 (suivant les spécifications). Averett et al. (1997) présentent des estimations de l'élasticité du nombre d'heures travaillées au salaire variant entre 1 et 1,5 suivant les

modèles.

L'élasticité du recours à une garde payante au coût de la garde dépend beaucoup des spécifications et du champ retenus. Ribar (1995) présente des estimations allant de -0,2 à -0,7. Blau et Hagy (1998) retiennent la valeur -0,34. Powell (2000) trouve des valeurs élevées pour les élasticités prix des différents modes de gardes (élasticités par rapport au prix unitaire): de l'ordre de -1 pour les crèches et de -3 pour les assistantes maternelles. Le recours à une garde payante dépend aussi du salaire. L'élasticité correspondante vaut 0,18 d'après Cleveland et al. (1996) et de 0,1 à 0,8 selon les spécifications et les sous-populations d'après Ribar (1995).

Les élasticités de l'emploi par rapport au coût de la garde sont très variables suivant les études. Les élasticités de participation estimées par Blau et Robins (1988), Cleveland (1996), Connelly (1992), Ribar (1995), Powell (1997), Blau et Hagy (1998), Michalopoulos et Robins (2000) varient de -0,39 à -0,02 suivant les spécifications et les champs. S'agissant de l'élasticité du nombre d'heures de travail, Averett et al. (1997) présentent un chiffre élevé -0,78; à comparer par exemple à Michalopoulos et al. (1992), pour lesquels cette élasticité est proche de 0.

Plusieurs auteurs ont tenté d'évaluer l'impact du Child Care Tax Credit (CCTC), principal dispositif public d'aide à la garde d'enfants aux Etats-Unis. Cette subvention représente, suivant le niveau de revenu des parents, de 20 à 30% de la dépense de garde éligible (le taux de prise en charge est un peu supérieur à celui qui prévaut en France). Comme la réduction d'impôt française, le CCTC n'est pas remboursable; l'avantage qu'il procure ne peut donc pas dépasser la cotisation d'impôt.

Selon Ribar (1995), la suppression du CCTC aurait un effet très modeste sur l'emploi, puisque le taux d'emploi parmi les mères d'un enfant de moins de 15 ans (respectivement 6 ans) baisserait de 52,6% (resp. 47,9%) à 52,1% (resp. 47,6%). Ribar ne met pas non plus en évidence de transitions massives de l'emploi à temps plein vers le temps partiel. Selon Averett et al. (1997), l'effet sur le nombre d'heures travaillées serait au contraire massif: l'offre de travail diminuerait en moyenne de 15%. Cette divergence complète d'appréciation tient à l'utilisation de sources et de méthodologies différentes, et illustre bien l'absence d'un paradigme accepté par tous les économistes en cette matière.

3 Les données

Nous exploitons l'enquête sur les revenus fiscaux de 1997 réalisée par l'Insee et la Direction générale des impôts (DGI). Cette source résulte d'un appariement entre les données d'un échantillon de 45 000 ménages ordinaires tiré de l'enquête Emploi de mars 1998 et les déclarations fiscales des individus de cet échantillon. Le principe de l'appariement consiste à rechercher les informations fiscales afférentes aux personnes résidant dans les logements de l'échantillon de l'enquête Emploi en mars 1998. La composition des foyers fiscaux pour l'imposition des revenus perçus en 1997 ne coïncide pas nécessairement avec la situation familiale repérée en mars 1998 (rattachement de personnes ne vivant pas habituellement au domicile, changement de composition familiale à la suite d'une rupture ou d'une mise en couple) et les revenus fiscaux récupérés peuvent être incomplets. Nous nous limitons aux seuls ménages pour lesquels on dispose d'une information d'origine fiscale complète pour tous les membres du ménage en mars 1998.

L'exploitation des déclarations fiscales permet de connaître de façon détaillée l'ensemble des revenus imposables. Elle renseigne également sur les sommes versées au cours de l'année 1997 à un intervenant ou un service déclaré pour faire garder hors du domicile les enfants de moins de sept ans, et sur les sommes versées pour l'emploi d'un salarié à domicile. Les informations d'origine fiscale sur les dépenses consacrées à la garde des enfants sont sans doute plus fiables que celles obtenues par questionnement direct auprès des ménages, à cause d'un risque d'oubli de certaines dépenses et d'une incertitude sur la façon dont les ménages prennent en compte les aides publiques dont ils bénéficient. *A contrario*, les données fiscales ne permettent pas d'isoler les dépenses relatives à chacun des enfants, ni de distinguer de façon précise les divers modes de garde auxquels recourent les ménages. De plus, on ne dispose pas d'informations sur le nombre d'heures de garde, ni sur le prix unitaire de la garde, qui varie parfois avec les revenus (c'est le cas pour les crèches notamment).

3.1 Champ de l'étude

Notre champ principal d'investigation est constitué des couples ayant au moins un enfant de moins de 7 ans (c'est à dire, né en 1991 ou après). La scolarisation étant obligatoire au-delà de 6 ans en France, les dépenses de garde des ménages ayant des enfants plus âgés ne ressortent pas de la même logique. Les ménages ayant uniquement un jeune enfant né en 1997 ne sont pas inclus dans l'étude, les dépenses de garde payante ne concernant alors pas l'ensemble de l'année.

On ne s'intéresse ici qu'au recours à une aide payante hors du domicile parental (crèches, assistantes maternelles ou garde périscolaire principalement). Les ménages recourant principalement à une garde payante à domicile sont donc retirés du champ de l'étude. En effet, le salarié déclaré au domicile des parents peut ne pas avoir une activité directement liée à la garde des enfants: il peut s'agir d'heures de ménages par exemple. Les déclarations d'impôt ne contiennent pas d'information sur le détail et la nature des prestations effectuées par les salariés à domicile. Il est vraisemblable que les mères d'enfants de moins de 3 ans employant à titre principal un salarié à domicile aient recours à ce service pour la garde de leurs enfants, même si ce salarié peut simultanément effectuer des tâches complémentaires. Il n'en reste pas moins que l'on risquerait d'assimiler à une garde à domicile des frais de femme de ménage dans le cas où la mère garde elle-même ses enfants ou les fait garder par un membre de la famille (aide gratuite). Ces situations ont de fortes chances d'être plus fréquentes lorsque les enfants sont plus âgés.

Cette première sélection de champ conduit à diminuer légèrement le niveau de vie des ménages et la part des femmes exerçant une activité à temps plein, les familles recourant à une aide à domicile étant en moyenne plus aisées et les gardes à domicile étant plus souvent choisies lorsque la femme travaille à temps complet.

La modélisation conjointe de l'offre de travail des jeunes mères et du recours à une garde payante nécessite la reconstitution de la contrainte budgétaire des ménages, qui fait intervenir l'ensemble des impôts et transferts sociaux. Le régime fiscal des couples dépend de leur statut marital. Les couples mariés forment un foyer fiscal unique, alors que chaque conjoint dans les couples non mariés forme un foyer fiscal distinct, qui peut rattacher un ou plusieurs enfants. Le rattachement des enfants peut donner lieu à un arbitrage qui rend complexe l'écriture d'une contrainte budgétaire réaliste pour les couples non mariés

avec enfants. C'est pourquoi on se restreint aux couples mariés. Cette sélection ne modifie pas considérablement les caractéristiques de l'échantillon. En effet, 82 % des couples avec enfants de moins de 7 ans sont mariés; de plus, les caractéristiques des deux populations sont très proches.³

Les heures de travail ne peuvent être connues que pour les femmes salariées, ce qui nous conduit à retirer du champ les femmes exerçant une activité professionnelle indépendante. Cette limitation du champ diminue la part des ménages employant un salarié à domicile et diminue également le niveau de vie moyen des ménages.

Les femmes institutrices ou professeurs sont également retirées du champ, à cause d'erreurs de mesure potentiellement importantes sur leur temps de travail. En effet, dans l'enquête Emploi, ces femmes semblent fréquemment déclarer une durée hebdomadaire de travail correspondant à leurs heures de cours et non à leurs heures de travail effectives. Conserver ces observations amènerait à les considérer souvent à temps partiel, alors qu'une partie d'entre elles travaillent à temps complet.⁴

Enfin, pour une raison de cohérence avec le modèle que nous estimons, nous retirons également de l'échantillon les femmes dont le salaire horaire est inférieur au Smic (voir la partie d'analyse descriptive ci-dessous).

Le tableau 1 présente les caractéristiques de l'échantillon initial et l'effet des sélections successives décrites ci-dessus.

INSÉRER TABLEAU 1

Tout au long de l'étude, nous distinguons deux échantillons, comprenant respectivement les mères d'au moins un enfant de moins de 7 ans et les mères d'enfants de moins de 3 ans (enfants nés en 1995 ou après). Les comportements en matière de garde d'enfants sont en effet différents dans les deux sous-populations, les enfants étant fortement scolarisés dès l'âge de 2 ou 3 ans. Pendant l'année scolaire 1999-2000, 35% des enfants de 2 ans sont scolarisés et le taux de scolarisation est voisin de 100% entre 3 et 5 ans (source : Education nationale, repères références statistiques 2001).

3.2 Construction des variables endogènes

Les dépenses de garde d'enfants données par la source fiscale concernent l'ensemble de l'année 1997, période au cours de laquelle l'activité des femmes a pu évoluer. Nous définissons la situation des femmes sur le marché du travail en 1997 comme l'activité professionnelle la plus fréquemment rencontrée au cours de l'année (activité salariée, indépendante, au chômage, inactive). Pour la même raison, la durée de travail habituelle retenue pour les femmes salariées la majeure partie de l'année est la moyenne des durées de travail observées aux enquêtes emploi de mars 1997 et mars 1998.

Un des choix méthodologiques importants concerne la mesure du salaire des femmes. Nous privilégions la source fiscale, pour une raison de cohérence avec les dépenses de garde

3. Les femmes mariées sont un peu plus âgées que les autres. Le taux d'emploi, le recours à une garde payante et les dépenses de garde sont très proches dans les deux sous-populations.

4. La part des femmes peu diplômées étant élevée (près de 60 % des mères d'enfants de moins de 7 ans ne sont pas titulaires du Baccalauréat), le niveau de vie des ménages diminue légèrement lorsqu'on retire de l'échantillon les institutrices et professeurs, professions exercées par des femmes plutôt diplômées.

déclarées au fisc. Le salaire horaire est calculé en rapportant les sommes déclarées au fisc au titre des traitements et salaires perçus en 1997 au nombre d’heures de travail de l’année tirée de l’enquête Emploi.⁵

La distribution empirique des heures travaillées par les femmes qui travaillent (figure 1) est concentrée autour de trois pics, correspondant à un mi-temps (20 heures), à un travail à 80 % (30 heures), et au temps plein (39 heures par semaine en 1997). Dans toute la suite, on construit quatre tranches horaires, de 0 à 15, de 15 à 25, de 25 à 34, 34 et plus, qui seront désignées par la suite par “non-activité”, “mi-temps”, “temps partiel long” et “temps plein”.

INSÉRER FIGURE 1

3.3 Analyse descriptive

En 1997, un quart des ménages ayant des enfants de moins de 7 ans a recours à une aide payante hors domicile (crèche ou assistante maternelle, mais aussi garderie périscolaire pour les enfants allant à l’école) pour faire garder ses enfants. Le taux de recours est d’autant plus important que les enfants sont jeunes et non scolarisés : 29 % pour les ménages ayant au moins un enfant de moins de 3 ans, 20 % lorsqu’il n’y a que des enfants de 3 à 6 ans (figure 2). Le recours est fortement corrélé à l’activité de la femme : 46 % des ménages avec enfants de moins de 7 ans font appel à un service d’aide rémunéré hors domicile lorsque la femme est salariée, 4 % si elle est au chômage ou inactive. Pour les femmes salariées, le taux de recours augmente avec la durée de travail : 50 % pour les familles où la femme travaille à temps complet, 25 % lorsque la femme travaille à mi-temps. Le recours est plus fréquent pour les ménages les plus aisés et augmente avec les revenus d’activité de la femme. Ainsi, les femmes les plus diplômées, potentiellement les mieux rémunérées sur le marché du travail et travaillant plus souvent à temps complet, font davantage garder leurs jeunes enfants par un service payant. Lorsque la femme possède un diplôme de l’enseignement supérieur (supérieur à Bac + 2), la moitié des ménages font appel à une garde payante, contre 20 % lorsque la femme possède au plus le baccalauréat.

Le non-recours à une aide payante déclarée peut être dû à l’aide gratuite d’un membre de la famille (selon l’enquête “Services de proximité” réalisée en 1999 par l’Insee, 15 % des ménages ayant des enfants de moins de 3 ans ne recourent qu’à une aide gratuite) ou à un mode de garde payant non déclaré au fisc.

INSÉRER FIGURE 2

5. Pour toutes les femmes salariées la majeure partie de l’année, la durée annuelle de travail prise en compte est de 52 fois la durée hebdomadaire de travail recueillie à l’enquête Emploi. Les traitements et salaires déclarés au fisc comprenant à la fois les salaires et les allocations chômage perçus au cours de l’année, sans distinction possible entre ces deux sources de revenus, nous avons choisi de ne pas proratiser la durée annuelle en fonction du nombre de mois de travail effectif, cette proratisation risquant en effet de sur-estimer les salaires horaires pour les femmes salariées ayant connu une courte période de chômage.

En 1997, les dépenses de garde payante hors du domicile s'élèvent en moyenne à 1100 euros sur l'année, une fois déduites la prise en charge partielle des cotisations sociales et les aides directement perçues (Afeama, Aged, aides de l'employeur, voir annexe 1), mais avant prise en compte des éventuelles réductions d'impôts (tableau 2). Pour environ 20 % des ménages, les dépenses dépassent 3 000 euros par an. Les dépenses sont souvent faibles, surtout lorsqu'il n'y a que des enfants scolarisés: 60 % des ménages dépensent moins de 1 000 euros par an, et ce pourcentage atteint 75 % lorsque la famille ne compte pas d'enfants de moins de 3 ans (figure 3). Ces faibles dépenses peuvent traduire le recours ponctuel à un service d'aide rémunéré, les jeunes enfants étant principalement gardés par leur mère ou bénévolement par une personne de la famille, mais également le recours à une garde temporaire pour faire le lien entre la journée scolaire des enfants et le moment où les parents peuvent venir chercher leurs enfants après leur travail. Elles peuvent aussi refléter la dégressivité des tarifs pratiqués par certaines structures collectives en fonction des revenus (crèches et garderies périscolaires notamment), qui réduit le montant des dépenses engagées par les ménages les plus modestes.

INSÉRER FIGURE 3 ET TABLEAU 2

Les réductions d'impôts pour frais de garde hors du domicile (voir annexe 1) diminuent en moyenne de 16 % les dépenses à la charge des familles. Elles bénéficient peu aux ménages les plus modestes, souvent non imposables, l'aide publique envers ces familles prenant alors essentiellement la forme d'aides directes plus importantes.

INSÉRER FIGURE 4

Les coûts de garde d'enfants restant finalement à la charge des familles représentent 2,7% des revenus des ménages avec enfants de moins de 7 ans et 3,5 % des revenus des familles avec enfants de moins de 3 ans (figure 4). Ce ratio augmente avec la durée de travail de la mère.

Parmi les mères d'enfants de moins de 7 ans (respectivement moins de 3 ans), 52% (resp. 56%) n'exercent pas d'activité professionnelle au cours de l'année 1997 (tableau 3). Cette part est nettement plus élevée parmi les femmes peu diplômées. Cette absence d'activité salariée peut résulter de difficultés à trouver un emploi ou d'un choix de retrait du marché du travail. Ce dernier motif semble prédominant, les femmes concernées se déclarant massivement comme femmes au foyer, et non comme à la recherche d'un emploi.

INSÉRER TABLEAU 3 (HEURES DE TRAVAIL)

Les femmes diplômées travaillent plus souvent à temps partiel: 23 % des mères d'enfants de moins de 7 ans ayant au moins le Bac sont à temps partiel, contre 16 % pour les moins diplômées. Le temps partiel subi (d'après l'enquête Emploi) est nettement moins fréquent chez les mères de jeunes enfants que pour l'ensemble des femmes: un quart des mères d'enfants de moins de 7 ans travaillant à temps partiel déclarent souhaiter travailler

davantage, contre un tiers pour l'ensemble des femmes à temps partiel. Pour les familles ayant plusieurs jeunes enfants dont au moins un âgé de moins de 3 ans, 17 % seulement des mères à temps partiel déclarent souhaiter travailler davantage, et parmi elles, un tiers environ souhaitent augmenter leur durée de travail sans toutefois aller jusqu'à un temps complet.

Le lien entre exercice d'une activité à temps partiel et rémunération du travail est également complexe compte tenu des législations en vigueur sur les salaires. Notamment, un salarié travaillant à 80 % perçoit une rémunération annuelle en général supérieure à 80 % du salaire procuré par un emploi identique à temps complet. La distribution des salaires horaires (salaires déclarés au fisc rapportés au nombre d'heures de travail) varie selon la durée de travail (figure 5). En moyenne, les femmes travaillant à temps partiel long (plus qu'un mi-temps) perçoivent 8,1 euros par heure de travail, contre 7,7 euros par heure pour les femmes à temps complet. Le salaire horaire moyen pour les femmes travaillant à mi-temps est plus faible: 7,4 euros par heure. Ceci peut refléter des disparités de qualification ou de secteurs d'activité: les femmes à mi-temps seraient plus présentes dans des secteurs d'activité moins rémunérateurs ou employant plutôt des personnes peu qualifiées. La dispersion des salaires horaires est plus forte pour les femmes à temps partiel que pour les femmes à temps complet.

INSÉRER FIGURE 5

La valeur 4,57 sur la figure 5 représente le logarithme du SMIC horaire déclaré. Le graphe montre que la proportion de femmes de l'échantillon initial dont le salaire est inférieur au SMIC est faible (de l'ordre de 5%). Comme indiqué plus haut, ces femmes sont retirées de l'échantillon finalement retenu pour l'estimation du modèle, si bien que la distribution des salaires dans cet échantillon est tronquée inférieurement.

4 La modélisation des décisions des mères

Nous adoptons l'approche statique de Ribar (1995). L'offre de travail de l'homme étant supposée fixe⁶, la femme peut choisir de travailler ou non, ainsi que le volume horaire effectué dans le cas où elle travaille. Elle peut aussi choisir de faire garder ses enfants par un service extérieur rémunéré, par une personne extérieure non rémunérée (garde informelle), ou de garder elle-même ses enfants.

4.1 Le modèle théorique

Les préférences de la famille dépendent de la consommation c d'un bien composite pris comme numéraire, du temps de loisir de la femme, $l = T_0 - h$ où h est le nombre d'heures de travail de la femme (le temps de loisir de l'homme est pris comme exogène), et de la qualité de la garde, q . Elles peuvent être représentées par une fonction d'utilité

6. Si en théorie, les hommes peuvent également cesser ou réduire leur activité professionnelle pour s'occuper de leurs enfants, en pratique les ajustements d'activité concernent surtout les mères. En particulier, seuls 1% des allocataires de l'Ape sont des hommes. On modélise donc ici seulement l'offre de travail féminine.

$U(c,q,l)$. La qualité de la garde est produite par une fonction de production à la Becker, $q = Q(l,f,c)$ où f est une variable dichotomique égale à 1 si la famille recourt à une garde formelle (payante et déclarée) et 0 sinon. La qualité de la garde est supposée croître en l et c . On peut en effet penser que l est positivement corrélé au temps effectivement consacré par la mère à ses enfants. La dépendance en c traduit un effet revenu favorable à la qualité de garde. L'effet de f sur la qualité est ambigu, car il dépend de la qualité de la garde extérieure payante relativement aux autres modes (garde maternelle et garde extérieure non payante).

En pratique, les données disponibles ne comprennent pas les heures de garde et ne donnent aucune indication sur les coûts liés au recours informel, ni sur la qualité du recours formel. Ces données ne permettent donc pas d'estimer un modèle aussi structurel, ce qui nous conduit à introduire deux aménagements (formes réduites).

La contrainte de budget d'un ménage s'écrit

$$c = wh + N - d.f - T(h,w,d)$$

où w est le salaire horaire de la femme, N les revenus du ménage autres que les salaires de la femme, d les dépenses de garde à la charge des ménages (c'est-à-dire nettes de l'Afeama et de l'AGED) et T les transferts (impôts payés moins transferts sociaux). Cette contrainte ne prend pas en compte les dépenses non déclarées ou implicites. Le recours à une aide extérieure pour la garde des enfants, même s'il ne fait l'objet d'aucune dépense, peut en effet être l'objet de contreparties en temps (ou en argent mais non déclarées). Ces dépenses ne sont jamais observées. Cependant, il est important d'en tenir compte. Pour cela, on modifie le modèle en considérant comme Ribar (1995) que le recours à une garde extérieure payante intervient comme un argument de la fonction d'utilité du ménage, $U = U(c,q,l,f)$. Le recours f dans l'utilité mêle les effets des coûts de la garde informelle et du différentiel de qualité entre garde maternelle et garde formelle.

L'absence de données sur le prix unitaire et les heures de garde nous empêche d'estimer une fonction de demande d'heures de garde. Nous lui substituons une relation réduite $d = D(h)$ entre la dépense de garde payante avant avantages fiscaux éventuels, et les heures de travail de la mère. Cette relation est conditionnelle à un ensemble de variables exogènes, comprenant l'offre locale de services et le salaire du mari (pour capter un effet revenu). Les familles sont supposées considérer cette relation comme donnée: elles ne peuvent donc agir sur les dépenses de garde qu'en modifiant l'offre de travail de la mère.

Les ressources disponibles y après impôts et transferts s'expriment en fonction des variables de choix h et f

$$y = Y(h,f) \equiv wh + N - D(h)f - T(h,w,D(h)).$$

Les ressources dépendent de D directement et via la réduction d'impôt (de manière non linéaire à cause du plafonnement de la réduction). Le recours à une garde formelle joue sur la contrainte budgétaire et sur l'utilité, tandis que le recours à une garde informelle (gratuite ou non déclarée) ne joue que sur l'utilité.

Finalement, on estime donc seulement une forme réduite des préférences

$$U[Y(h,f),Q(T - h,f,Y(h,f)),T_0 - h,f] = \tilde{U}[Y(h,f),h,f]. \quad (1)$$

4.2 La spécification économétrique

Nous spécifions une forme quadratique pour l'utilité:

$$\tilde{U}(y,h,f) = y + \beta_h h + \beta_f f + \beta_{yy} y^2 + \beta_{yh} y h + \beta_{hh} h^2 + \beta_{fh} f h \quad (2)$$

L'hétérogénéité individuelle porte d'une part sur le salaire horaire et les dépenses de garde, d'autre part sur les préférences. Les coefficients β_h et β_f sont aléatoires. La spécification est la suivante

$$\beta_h = x_h \gamma_h + \varepsilon_h \quad (3a)$$

$$\beta_f = x_f \gamma_f + \varepsilon_f \quad (3b)$$

Avec cette modélisation, toutes les différences d'utilité entre états font intervenir des aléas inobservés, ce qui est cohérent avec nos données: dans l'échantillon, les 8 situations possibles sont représentées, y compris le cas où la femme ne travaille pas et recourt (4% des ménages dans lesquels la femme ne travaille pas recourent à une garde extérieure payante)⁷.

Les coefficients $\beta_{yy}, \beta_{yh}, \beta_{hh}, \beta_{yf}, \beta_{fh}$ ne dépendent que de caractéristiques observées des ménages (en pratique, les quatre premiers sont pris constants, le dernier dépend également du nombre d'enfants de moins de trois ans).

L'inclusion dans la fonction d'utilité d'un effet croisé fh entre le recours à une garde formelle et les heures travaillées vise à traduire l'idée que, selon les horaires de la mère, les solutions alternatives à la garde hors du domicile sont susceptibles d'être valorisées différemment. En effet, l'offre de services de garde n'est pas totalement flexible aux horaires de travail: par exemple, les horaires des crèches ne sont pas nécessairement compatibles avec un plein temps auquel s'ajoutent de longs temps de transport, les horaires des assistantes maternelles ne sont pas infiniment extensibles, etc. Mais le terme fh peut aussi prendre en compte des effets qui ne sont pas strictement liés aux préférences. En particulier, l'offre de services de garde peut dans certains cas être contingente à la situation de la femme sur le marché du travail. Ainsi, dans un contexte de rationnement de la demande, l'activité de la femme est souvent une condition *sine qua non* d'admission en crèche. Le classement des demandes par ordre de priorité privilégie les femmes qui travaillent à plein temps, les autres étant supposées pouvoir recourir plus facilement à d'autres modes de garde (halte-garderie, tierce personne, etc.). Ce constat nous a conduit dans un premier temps à adopter une spécification encore plus flexible, qui consiste à remplacer le terme $\beta_{fh} fh$ par trois termes spécifiques à chaque tranche horaire, $20.f.\beta_{f20}, 30.f.\beta_{f30}, 39.f.\beta_{f39}$. Les variables explicatives intervenant dans les trois coefficients sont les mêmes: une constante, et le nombre d'enfants de moins de trois ans dans le modèle estimé sur le champ complet (ménages avec enfants de moins de 7 ans).

L'hétérogénéité tient aussi aux différences de salaires horaires de la femme et de dépenses de garde payante. On pose

$$\ln w = x_w \gamma_w + \varepsilon_w \quad (3c)$$

$$\ln d = x_d \gamma_d + \varepsilon_d \quad (3d)$$

7. Ribar (1995) fait porter l'hétérogénéité inobservée sur les coefficients β_{fh} et β_h , voir équation (2). Il en résulte que la différence d'utilité $U_{0,0} - U_{0,1}$ est déterministe. Ribar est donc contraint de supposer que la situation (0,1) (non travail et recours à une garde payante) n'existe pas et de supprimer de son échantillon les observations correspondantes.

Les heures travaillées interviennent, sous la forme des indicatrices de chaque tranche, dans l'équation de dépenses.⁸ La relation entre heures travaillées et dépenses de garde est très flexible (en particulier elle n'est pas nécessairement linéaire).

Les quatre résidus du modèle sont supposés suivre une loi jointe normale, de moyenne nulle et de matrice de covariance Σ . Nous n'imposons aucune contrainte sur Σ , autre que la symétrie et la positivité⁹.

L'estimation du modèle nécessite de tenir compte de la non-convexité de la contrainte budgétaire des ménages, qui résulte de la complexité du système fiscal et social. La voie choisie pour contourner ce problème consiste à réduire le choix des heures de travail de la femme, *a priori* continu, à un choix discret. Comme on l'a expliqué plus haut, on considère que la variable d'heures prend quatre modalités. Le croisement de ces situations sur le marché du travail avec le recours à une garde payante produit huit situations possibles. Les choix des ménages sont estimés à partir de la comparaison de leur utilité dans ces huit situations.

Une exception importante concerne les femmes dont la productivité horaire estimée est inférieure au SMIC. On suppose que ces femmes ne peuvent pas travailler. Leur choix se limite donc à la décision de faire garder leur enfant par une garde payante.

Le modèle est identifié par la normalisation du coefficient de y dans l'utilité et par de multiples non-linéarités dans la contrainte de budget. L'estimation est rendue plus robuste par des restrictions d'exclusion de variables imposées dans les différentes équations (c'est-à-dire, des variables intervenant dans x_f sans être dans x_d , x_h ou x_w , et ainsi de suite). Le tableau 4 présente, pour chaque équation, la liste des variables introduites, ainsi qu'une interprétation de l'effet économique correspondant.

INSÉRER TABLEAU 4

4.3 Prise en compte de contraintes sur l'offre de travail et la demande de garde

Avant de poursuivre, il importe de considérer en détail deux aspects empiriquement importants. Le premier concerne le réalisme du modèle en ce qui concerne le choix de l'offre de travail par la femme. Notre modèle suppose ce choix totalement libre, ce qui peut sembler abusif à première vue. Considérons d'abord la décision de participation au marché du travail. La moitié des mères d'enfants de moins de 7 ans de notre échantillon n'exerçaient pas d'activité professionnelle au cours de l'année 1997. Les femmes concernées se déclarent massivement comme femmes au foyer, et non comme étant à la recherche d'un emploi. On ne peut exclure cependant que ce choix soit parfois subi ou contraint.¹⁰ Cependant, notre modèle considère explicitement la contrainte de productivité minimale

8. En revanche, nous avons, par souci de simplicité, décidé de ne pas inclure les heures dans les variables explicatives du salaire horaire ou dans la variance de ε_w , comme le fait par exemple Laroque et Salanié (2000).

9. Nous utilisons le paramétrage $\Sigma = CC'$, où C est triangulaire, et n'imposons pas de contrainte sur les coefficients de la matrice de Choleski C .

10. Un élément susceptible de donner du poids à cet argument est le fait que la part des jeunes mères qui ne travaillent pas est nettement plus élevée parmi les femmes les moins diplômées

imposée par le SMIC, qui empêche certaines femmes peu qualifiées de travailler. On peut donc penser qu'une bonne part des contraintes de demande de travail sont prises en compte. Nous introduisons également le taux de chômage observé dans le département de résidence parmi les variables expliquant les préférences pour le travail, pour refléter l'idée qu'un fort taux de chômage local peut dissuader des femmes de se présenter sur le marché du travail.

Concernant le choix des heures lorsque la femme travaille, il est difficile de savoir si le temps de travail effectué est contraint par les emplois offerts notamment (plus ou moins grande facilité de travail à temps partiel selon les secteurs d'activité). Toutefois, le temps partiel subi (au sens de l'enquête Emploi) est nettement moins fréquent chez les jeunes mères que pour l'ensemble des femmes: un quart des mères d'enfants de moins de 7 ans travaillant à temps partiel souhaitent travailler davantage, contre un tiers pour l'ensemble des femmes à temps partiel. 17 % des femmes bénéficiant de l'Ape (voir annexe 1) et travaillant à temps partiel souhaitent travailler davantage, et parmi elles, un tiers environ souhaitent augmenter leur durée de travail sans toutefois aller jusqu'à un temps complet. Un moyen de prendre en compte ces contraintes serait d'introduire dans le modèle des probabilités (exogènes) de trouver un emploi correspondant au choix optimal (Choné, 2001). La difficulté de ce genre d'approche réside dans l'identification séparée des préférences et des contraintes. Pour ce faire, on doit utiliser des restrictions d'exclusion entre les deux, sur des bases *ad hoc*. Compte tenu de la complexité de notre modèle par rapport aux modèles standard d'offre de travail, nous ne suivons pas cette voie. Il nous semble que l'absence de prise en compte de contraintes sur les horaires n'est pas irréaliste, compte tenu de la discrétisation du choix des heures. En effet, selon notre spécification, le choix d'offre de travail de la femme est limité à un choix de tranche horaire assez large, et non une durée de travail précise, ce qui correspond à l'observation.

La deuxième question concerne le choix du mode de garde. Là encore, il importe de tenir lieu de contraintes éventuelles d'offre locale de services de garde. (existence de structures d'accueil, mais aussi proximité d'un membre de la famille pouvant assurer au moins en partie la garde des enfants). Nous avons vu comment la spécification des préférences prenait indirectement en compte ces problèmes. Nous introduisons en outre deux variables explicatives *ad hoc*: un indicateur résumant la situation de l'offre en matière de garde d'enfants, et une variable indiquant si le couple réside dans le département de naissance de l'un des deux conjoints. La première variable est un taux d'équipement en structures d'accueil pour jeunes enfants, rapportant le nombre de places en crèches familiales et collectives (source Drees) et le nombre d'enfants gardés par une assistante maternelle agréée (source Ircem) au nombre d'enfants de 1, 2 ou 3 ans dans le département (source Insee recensement 1999). La deuxième variable est introduite pour pallier l'absence de renseignements directs sur la proximité de parents des membres du couple pouvant assurer la garde des enfants. A un niveau descriptif, ces deux variables sont corrélées avec le recours à une garde payante.

4.4 La contrainte budgétaire

La modélisation de la contrainte budgétaire des ménages en fonction de leur situation relative au travail et à la garde des enfants est un élément primordial du modèle. Le système socio-fiscal français étant particulièrement complexe, il n'est pas possible de le modéliser complètement à l'aide des données dont nous disposons. Néanmoins, les éléments à notre

sens les plus susceptibles d'influer sur les décisions de travail et de garde des ménages ont été introduits. Plus spécifiquement, sont pris en compte dans la contrainte budgétaire:

- l'impôt sur le revenu (IR) : abattements (plafonnés) de 10 et 20%, barème proprement dit, quotient familial (plafonné), décote, minimum de perception de 400 francs, réduction d'impôt au titre des frais de garde des enfants (25% de la dépense plafonnée à 2287 euros par enfant)¹¹;
- l'APE (Allocation parentale d'éducation) en distinguant arrêt total de travail, temps partiel cours et temps partiel long. L'allocation à taux plein (situation d'inactivité) est de 456 euros par mois. Les montants dans les autres cas sont données en annexe 1;
- le Revenu Minimum d'Insertion (RMI). Nous ignorons le forfait logement, dans la mesure où nous ne prenons par ailleurs pas en compte les aides au logement;
- les prestations familiales : en 1997, exceptées les allocations familiales de base, toutes les autres prestations (complément familial, Allocation pour jeune enfant, allocation de rentrée scolaire (ARS)) sont soumises à condition de ressources. Nous tenons compte des règles de cumul entre les diverses prestations, en particulier RMI, APE, APJE et complément familial.

En revanche, nous négligeons les allocations logement, les allocations chômage, la taxe d'habitation et les cotisations sociales et patronales sur les salaires. L'abandon des trois premiers dispositifs est dicté par l'absence de données permettant de les modéliser correctement.¹² La non-modélisation des cotisations sur les salaires est dictée à la fois par le souci de ne pas alourdir un modèle déjà complexe, et par le fait que nous n'avons pas de données permettant de modéliser les aides de l'Etat portant sur ces cotisations (Aged et Afeama). Du coup, nous n'avons pas la possibilité de reconstituer un bilan financier pour l'Etat des diverses mesures de politique économique, ce qui aurait constitué la principale motivation pour modéliser les cotisations sur les salaires.

Le tableau 5 présente les ressources et les principales prestations dans quelques cas-types. Dans la population étudiée, le RMI ne joue pas un rôle très important. En effet, 95% des hommes de l'échantillon sont des salariés (les 5% restants sont des chômeurs) et 48% des ménages sont éligibles à l'APE. Le salaire du mari joint aux prestations familiales et à l'APE dépasse le plafond du RMI dans la plupart des cas.

INSÉRER TABLEAU 5

Dans le premier cas-type, le ménage n'est pas éligible à l'APE et perçoit le RMI quand la femme travaille au plus à mi-temps. Dans le quatrième cas-type, le mari perçoit environ un demi Smic¹³ et le ménage est bénéficiaire du RMI lorsque la femme ne travaille pas.

11. Nous incluons aussi la réduction d'impôt pour enfants à charge poursuivant leurs études (collège, lycée).

12. L'abandon le plus préjudiciable *a priori* dans notre contexte est celui des aides au logement. En effet, celles-ci dépendant négativement des revenus du ménage, sont désincitatives au travail (elles réduisent les ressources nettes tirées d'un accroissement du volume horaire). Laroque et Salanié (1999) utilisent l'information sur le statut d'occupation du ménage contenue dans l'enquête Emploi (propriétaire, locataire secteur libre, locataire HLM) et imputent à chaque ménage locataire une aide basée sur le loyer plafond idoine du barème des aides au logement.

13. Le salaire du mari est calculé comme un douzième du revenu annuel déclaré au fisc, un peu moins de 10% des hommes de l'échantillon ont un salaire inférieur à un Smic à temps complet.

Les autres cas-types illustrent les différents effets propres à la réduction d'impôt pour garde d'enfant. Celle-ci est toujours croissante avec les heures de travail de la mère, mais peut être plafonnée assez rapidement. Dans le cas 2, la réduction est égale au quart de la dépense. Dans le cas 5, la dépense excède les 15000 francs (2287 euros) par enfants et ce plafond s'applique dès 20 heures de travail pour la femme. Dans le cas 3, le plafond n'est jamais atteint et la réduction d'impôt rend le ménage non imposable. Dans le cas 6, les revenus sont plus élevés et la réduction ne suffit pas à rendre le ménage non imposable lorsque la femme travaille à temps plein.

Dans certains cas, les ressources nettes du ménage ne sont pas croissantes avec les heures de travail de la femme. Ainsi dans le cas 5, les ressources sont plus élevées à 30 heures qu'à 39 heures, la perte de l'APE et le surcroît d'impôt faisant plus que compenser l'augmentation des revenus du travail de la femme.

4.5 La vraisemblance

Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance simulé. La plupart des études antérieures procèdent en plusieurs étapes, estimant d'abord des équations de salaire et des équations de dépenses, puis les préférences conditionnellement aux résultats des premières étapes. Un apport de ce travail est l'estimation simultanée de l'ensemble des équations du modèle, qui permet en particulier de prendre en compte les corrélations entre les préférences et les résidus des équations de salaire et de dépense de garde.

L'écriture de la vraisemblance complète du modèle est assez lourde. L'expression de la vraisemblance est différente selon que la femme travaille ou non et recourt ou non à une garde payante. Suivant le cas, on observe le salaire et la dépense, l'une de ces quantités seulement ou aucune des deux. Le calcul est en outre compliqué par la prise en compte du Smic.

Les contributions des observations à la vraisemblance dans les différents cas sont présentées en annexe C. Sans entrer dans les détails, il est possible de visualiser la structure du modèle en raisonnant dans un premier temps conditionnellement à la valeur des perturbations affectant les équations de dépense et de salaire $\varepsilon_d, \varepsilon_w$. En effet, lorsque ces valeurs sont connues, les ressources et les utilités peuvent être calculées dans les huit situations alternatives. Le niveau d'utilité U_{hf} dans l'état (h,f) s'écrit:

$$U_{hf} = V_{hf} + h \cdot \varepsilon_h + f \cdot \varepsilon_f,$$

où la composante V_{hf} ne dépend pas de ε_h et ε_f , $h \in \{0,20,30,39\}$ et $f \in \{0,1\}$. Les utilités à comparer s'écrivent alors

$$\begin{aligned} U_{0,0} &= V_{0,0} & U_{0,1} &= V_{0,1} + \varepsilon_f \\ U_{20,0} &= V_{20,0} + 20\varepsilon_h & U_{20,1} &= V_{20,1} + 20\varepsilon_h + \varepsilon_f \\ U_{30,0} &= V_{30,0} + 30\varepsilon_h & U_{30,1} &= V_{30,1} + 30\varepsilon_h + \varepsilon_f \\ U_{39,0} &= V_{39,0} + 39\varepsilon_h & U_{39,1} &= V_{39,1} + 39\varepsilon_h + \varepsilon_f. \end{aligned}$$

Conditionnellement à $(\varepsilon_w, \varepsilon_d)$, les probabilités d'observation de chaque état s'écrivent alors comme des probabilités de domaines infinis définis dans le plan $(\varepsilon_h, \varepsilon_f)$ par des contraintes affines par morceaux. Par exemple, le domaine correspondant à l'état $f = 0, h = 20$ est défini par les contraintes

$$A_1(\varepsilon_w, \varepsilon_d) \leq \varepsilon_h \leq B_1(\varepsilon_w, \varepsilon_d), \varepsilon_f \leq B_2(\varepsilon_w, \varepsilon_d, \varepsilon_h).$$

où

$$\begin{aligned} A_1(\varepsilon_w, \varepsilon_d) &= \frac{V_{0,0} - V_{20,0}}{20} \\ B_1(\varepsilon_w, \varepsilon_d) &= \min\left(\frac{V_{20,0} - V_{30,0}}{10}, \frac{V_{20,0} - V_{39,0}}{19}\right) \\ B_2(\varepsilon_w, \varepsilon_d, \varepsilon_h) &= V_{20,0} - \max(V_{0,1} - 20\varepsilon_h, V_{20,1}, V_{30,1} + 10\varepsilon_h, V_{39,1} + 19\varepsilon_h) \end{aligned}$$

Les utilités V_{ij} dépendent via la contrainte budgétaire des chocs ε_w et ε_d qui sont observés ou non selon les cas. Les bornes des intégrales par rapport à ε_d sont $-\infty$ et $+\infty$. Les intégrales par rapport à ε_w font intervenir un seuil intermédiaire pour tenir compte de la contrainte du SMIC.

Les probabilités de chaque état peuvent donc s'écrire comme des espérances de fonctions simples des aléas inobservés, conditionnellement à l'ensemble des variables observées dans la situation correspondante. Les intégrales unidimensionnelles sont calculées à l'aide d'une quadrature de Gauss-Legendre. Les intégrales d'ordre plus élevé sont simulées par une méthode de type GHK (voir annexe B).

Une fois estimés les paramètres du modèle, les simulations de politique économique peuvent s'effectuer de deux façons. La première consiste à réutiliser une méthode de type GHK pour estimer des probabilités individuelles des huit états avant et après réforme; la seconde consiste à tirer un échantillon de résidus et à simuler les variables endogènes du modèle (salaires, dépenses, niveaux d'utilité), et finalement l'état avant et après la réforme. Cette seconde méthode permet de construire des matrices de transition entre états.

5 Résultats

Le modèle est estimé sur deux champs: celui des familles avec enfants de moins de 7 ans, sur lequel on dispose de 2655 observations, et celui des familles avec au moins un enfant de moins de 3 ans, comprenant 1296 observations. En effet, les élasticités de l'offre de travail et du recours à une garde payante devraient être *a priori* plus importants pour les familles ayant de jeunes enfants, les dépenses de garde étant alors plus fortes. Cette double estimation est aussi un moyen de mesurer la robustesse des résultats, en comparant les chiffres issus des deux modèles sur leur champ commun des familles avec enfants de moins de 3 ans. Les coefficients du modèle pour les deux champs sont donnés dans le tableau 6. Les résultats sont très comparables, aussi bien sur le plan des transitions entre états que sur celui des élasticités de l'offre de travail et du recours par rapport aux différents paramètres. Aussi dans la suite, nous ne présentons que les résultats issus du modèle estimé sur le champ complet des familles avec enfants de moins de 7 ans.

5.1 L'estimation des coefficients

Nous n'insistons pas sur les équations de salaire et de dépenses de garde. L'équation de salaire est similaire à celles que l'on peut obtenir en estimant un modèle classique

d'offre de travail à la Heckman: en particulier, les salaires horaires augmentent avec l'âge de fin des études des femmes, le diplôme et l'expérience professionnelle, et sont plus élevés en région parisienne qu'en province. L'équation de dépenses de garde est plus difficile à estimer correctement: l'écart-type du résidus correspondant est estimé à 1,34, ce qui montre la très grande variabilité des dépenses des ménages, même après contrôle d'un certain nombre de caractéristiques. Aucune des nombreuses spécifications alternatives que nous avons testées pour cette équation ne nous a permis de réduire de manière significative cet écart-type.

L'utilité est concave par rapport au revenu et aux heures. En particulier, l'utilité marginale du revenu est décroissante. L'aversion marginale pour le travail à zéro heures de travail (égale à l'opposé du coefficient β_h , voir équation (2)), croît avec le nombre d'enfants, et ce d'autant plus fortement que les enfants sont jeunes, mais, à nombre et âge des enfants donnés, diminue avec l'âge. Elle est plus forte pour les femmes résidant dans des départements fortement touchés par le chômage et pour les femmes de nationalité étrangère. Enfin, une certaine coordination entre conjoints pourrait s'opérer dans les couples avec jeunes enfants: la femme semble vouloir travailler d'autant moins que son mari travaille beaucoup. Ce résultat est à rapprocher de l'étude descriptive de Fermanian et Lagarde (1998), qui conclut à un impact négatif, mais non significatif, du temps de travail du mari sur celui de la femme pour les familles avec enfants de moins de 6 ans.

Le coefficient de préférence pour le recours à une garde payante (β_f) est plus élevé lorsque le conjoint est plus diplômé et pour les personnes résidant en zone urbaine. Il croît avec le taux d'équipement local en structures d'accueil. L'écart-type de ce coefficient est nettement plus élevé que celui du coefficient des préférences pour les heures. Comme pour l'équation de dépenses, cette importante hétérogénéité non observée est à notre sens au moins en partie le résultat de données insuffisamment précises sur les modes de garde et les heures de garde.

Les coefficients des termes de l'utilité croisant les heures et le recours ($\gamma_{f20}, \gamma_{f30}, \gamma_{f39}$) ont des valeurs assez voisines. Sur le champ des ménages avec enfants de moins de 3 ans, un test de Wald et un test de rapport de vraisemblance conduisent tous deux à accepter à 10 % l'égalité des coefficients alors que sur le champ complet, on rejette l'égalité par un test de rapport de vraisemblance¹⁴.

Sur les six corrélations entre les résidus du modèle, deux apparaissent non significatives. Il s'agit des corrélations entre le salaire et la dépense d'une part, entre le salaire et les préférences pour la garde payante d'autre part. Les quatre autres corrélations sont significativement différentes de zéro. La corrélation entre les résidus des équations de recours et de dépenses est fortement négative, ce qui est conforme à l'intuition (le ménage aura d'autant plus tendance à recourir à une garde payante que la dépense sera moins élevée). Les autres corrélations ne sont pas aisément interprétables économiquement.¹⁵

14. Pour le modèle estimé sur le champ des familles avec enfants de moins de 3 ans, ces coefficients sont unidimensionnels. Les statistiques de test correspondantes suivent donc sous l'hypothèse nulle des lois du khi-deux à deux degrés de liberté. Pour le modèle estimé sur le champ complet, ces coefficients sont bidimensionnels (constante et nombre d'enfants de moins de trois ans). Les statistiques de test correspondantes suivent donc sous l'hypothèse nulle des lois du khi-deux à quatre degrés de liberté.

15. Ces valeurs des corrélations sont robustes à toutes les spécifications alternatives et à l'estimation sur des champs différents. Cela montre que les hypothèses *a priori* que l'on peut être tenté de faire sur la nullité de certaines corrélations ne sont pas fondées.

Le modèle ainsi estimé reproduit relativement bien les situations observées (tableau 7). Les indicateurs utilisés pour mesurer la bonne adéquation du modèle aux données sont d'une part les fréquences des huit états correspondant au croisement des situations de travail et de recours à une garde payante prédites par le modèle, et d'autre part les salaires moyens des femmes qui travaillent et les dépenses moyennes des ménages qui recourent à une garde payante. L'adéquation des probabilités discrètes est satisfaisante, même si elle est loin d'être parfaite, contrairement à ce qui se passe dans un modèle de choix discret traditionnel de type Logit ou Probit. En effet, un modèle de choix classique à 8 modalités comprendrait un nombre de coefficients beaucoup plus élevé que le modèle estimé ici. Les fréquences prédites pour chacun des huit états demeurent proches de celles effectivement observées lorsque l'on raisonne sur des sous-populations selon l'âge des enfants et le niveau d'étude de la mère notamment.

5.2 Les élasticités du recours et de l'offre de travail

Pour évaluer la sensibilité de l'offre de travail et du recours à une aide payante aux frais de garde d'enfants et à la rémunération du travail des femmes, deux simulations *ad hoc* ont été effectuées, portant sur le niveau des dépenses des ménages et les salaires horaires perçus.

5.2.1 Elasticité au salaire horaire

Dans une première variante, on augmente les salaires horaires féminins de 10 %, sans modifier le niveau du SMIC. L'emploi féminin augmente alors fortement: +4 points pour l'ensemble des mères d'enfants de moins de 7 ans (tableau 9) et pour les mères d'enfants de moins de trois ans. Le travail à mi-temps, à 80 % et à temps complets progressent de 7 à 10%, et de 8 à 11 % pour les mères d'enfants de moins de trois ans. La matrice de transition associée à cette simulation (tableau 10) montre que l'augmentation des salaires conduit des femmes à augmenter leur durée de travail, mais très rarement à la diminuer. Le nombre d'heures travaillées augmente de 10,5 %, dont un tiers est dû à la hausse de l'offre de travail de femmes qui travaillaient avant la réforme, et les deux autres tiers à l'entrée de femmes sur le marché du travail. Cette hausse de l'emploi coïncide avec une hausse du recours à une garde payante: +1,7 points (2,1 points pour les familles avec enfants de moins de trois ans).

L'élasticité de l'emploi au salaire (voir annexe D pour une présentation du calcul de ces élasticités) ainsi calculée est de 0,80 (0,91 pour les familles avec enfants de moins de 3 ans) (tableau 8). L'élasticité du recours au salaire s'élève à 0,70 (0,77 pour les familles avec enfants de moins de 3 ans). Cette dernière élasticité est plus élevée que celles trouvées habituellement sur données américaines. Mais ce résultat est dû en partie à la censure du SMIC. En effet, si nous augmentons le SMIC dans les mêmes proportions que les salaires, la hausse de l'emploi est divisée par trois, celle du recours à une garde payante par deux (tableaux 8 et 9). Dans ce cas, les femmes dont la productivité estimée est en-dessous du SMIC sont les mêmes avant et après la réforme: l'augmentation des salaires n'a pas d'impact sur les choix de ces femmes, puisqu'elles ne peuvent pas trouver d'emploi dans les deux cas.

5.2.2 Elasticité aux dépenses de garde

Dans une deuxième variante, on augmente de 10% les dépenses en garde d'enfants à la charge des ménages avant déduction éventuelle des avantages fiscaux. Comme dans Ribar (1995), on ne calcule donc pas une véritable élasticité-prix, puisqu'on ne dispose pas de la décomposition prix-volume pour les dépenses de garde.

L'emploi réagit peu. La part des femmes salariées reste pratiquement fixe (-0,04 point). Les effets sur le recours à une garde payante sont plus marqués, le taux correspondant diminuant de 0,7 point. Très peu de femmes augmentent leur durée de travail en continuant à recourir (tableau 10). Parmi les femmes qui cessent de recourir à une garde payante, 18% ne travaillaient pas avant la réforme, 55% ne changent pas leur durée de travail, 21% réduisent leur durée de travail et 6% arrêtent de travailler. Les élasticités de l'emploi et des heures de travail aux dépenses de garde sont pratiquement nulles et celle du recours s'élève à -0,29 (-0,30 pour les familles avec enfants de moins de 3 ans). Ces élasticités sont un peu plus faibles que celles de Ribar (1995).

5.3 Quelques simulations de politique économique

Les dispositifs d'aide aux parents de jeunes enfants répondent à des logiques différentes: les aides de type Afeama et les réductions d'impôt ont pour objectif de diminuer le coût de garde des enfants hors du domicile¹⁶ et de permettre ainsi aux jeunes mères de continuer à travailler, tandis que des dispositifs de type Ape, qui versent un revenu de remplacement en cas d'arrêt complet ou partiel d'activité, favoriseraient plutôt le retrait du marché du travail. A notre connaissance, l'effet de chaque type d'aide sur l'offre de travail et le recours à une garde payante n'a pas fait l'objet d'une estimation empirique pour la France. Nous examinons les effets de trois grands types de réformes de politique économique. Le premier type de simulations consiste à modifier le barème actuel de la réduction d'impôt pour frais de garde d'enfants hors du domicile. La deuxième simulation consiste à doubler les dépenses de garde à la charge des ménages avant impôts. Enfin, nous examinons l'impact de modifications des barèmes de l'allocation parentale d'éducation (Ape).

5.3.1 Modifications des barèmes de la réduction d'impôt

La suppression de la réduction d'impôt pour frais de garde d'enfants actuellement en vigueur se traduirait par une faible diminution de l'emploi total féminin (-0,1 point), et par de faibles ajustements (à la baisse ou à la hausse) du temps de travail pour les femmes qui travailleraient dans les deux situations (voir la matrice de transition correspondante tableau 10). Au final, l'emploi à mi-temps augmenterait légèrement, les autres types d'emploi deviendrait moins fréquents. Le recours à une garde payante diminuerait de 1,3 points.

Une autre simulation consistant à augmenter le taux de prise en charge des dépenses dans la réduction d'impôt de son niveau actuel (25%) à 50 %, c'est-à-dire au même niveau que celui des dépenses pour l'emploi d'un salarié à domicile, se traduit par une légère hausse de l'emploi total féminin et une hausse plus forte du recours.

16. Rappelons ici que l'étude porte uniquement sur le recours ou non à une garde hors domicile. Les données disponibles ne permettant pas de modéliser le recours à une garde à domicile (partie 2), nous ne pouvons donc pas étudier les effets des réductions d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile ou de l'Aged sur ce type de recours.

5.3.2 Hausse des dépenses de garde

La deuxième simulation réalisée consiste à doubler les dépenses de garde à la charge des ménages avant impôts. Le changement simulé est de forte ampleur mais n'est pas aberrant, puisqu'une part très importante des dépenses de garde est prise en charge directement par l'Etat et les collectivités locales. A titre d'illustration, le doublement des dépenses reviendrait à supprimer la prise en charge des cotisations sociales en cas de recours à une assistante maternelle agréée, ce qui laisserait encore une partie non négligeable des dépenses à la charge de l'Etat et des collectivités locales (voir le tableau A 1 en annexe). Le scénario examiné présente donc un intérêt concret. Le doublement des dépenses à la charge des ménages amplifie les effets mis en évidence plus haut. L'emploi total diminuerait de 0,3 point (tableau 9). Le nombre d'heures travaillées baisserait de 1% (1,6% pour les familles avec enfants de moins de trois ans), dont 0,4 % dû aux femmes qui arrêtent de travailler et 0,6% dû aux changements d'heures de travail des femmes employées. Le recours à une garde payante diminuerait de 5,5 points, soit 22%. Les dépenses des ménages qui décident de recourir à une garde payante après la réforme seraient en moyenne de 40 % supérieures à celles des ménages recourant à une garde payante avant la réforme, sur les deux champs, des femmes ayant ajusté leur durée du travail pour diminuer ces dépenses, d'autres ayant arrêté de recourir.

5.3.3 Suppression des APE

L'Ape offre un revenu de remplacement aux parents qui cessent leur activité, totalement ou partiellement, pour s'occuper de leurs enfants (le montant de l'aide dépend de la durée de travail: arrêt complet d'activité (Ape taux plein), activité à mi-temps (Ape temps partiel court) ou à temps partiel au-delà d'un mi-temps (Ape temps partiel long)). L'aide est accordée jusqu'aux trois ans de l'enfant. Compte tenu de cette limite d'âge, nous nous intéressons dans cette section au champ des familles avec enfants de moins de trois ans.

D'après le modèle, la suppression de l'Ape entraînerait une hausse de 4,5 points du travail à temps complet, une hausse de 4 points de l'emploi total féminin pour le champ considéré, et une augmentation de 2,4 points du recours à une garde payante (tableau 10). Les ajustements sur le marché du travail prennent la forme d'un report massif des femmes vers les heures de travail juste supérieures à leur situation avant réforme (absence d'activité salariée vers un mi-temps, mi-temps vers un travail à 80% et travail à 80% vers un emploi à plein temps). Il en résulte une forte hausse des heures totales travaillées (+11%), dont 42% vient de l'augmentation des heures travaillées de femmes qui travaillaient avant la réforme, et 56% vient de femmes entrant sur le marché du travail à la suite de la réforme.

Depuis 1994, l'APE peut être versée aux familles ayant deux enfants (auparavant, l'APE n'était versée qu'aux familles ayant trois enfants ou plus). L'extension de l'aide en 1994 constitue une expérience naturelle qui a été exploitée par Piketty (1998). Notre modèle nous permet de procéder en quelque sorte à cette expérience naturelle à l'envers, en supprimant l'APE de rang 2. La part des mères d'enfants de moins de 3 ans en emploi augmente alors de 2,8 points, le temps complet augmentant de 3,5 points et le mi-temps de 0,7 point (tableau 9), alors que le travail à 80% diminue. Ceci s'accompagne d'un recours plus fréquent à une garde payante : + 1,8 points. Si on rapporte ces changements aux seules femmes éligibles (femmes ayant exactement deux enfants, dont au moins un de moins de 3 ans), les changements sont encore plus importants. Leur taux d'emploi passerait de 44

à 50 %, soit une augmentation de 6 points. Le nombre d'heures travaillées augmenterait de 16 %. Parmi les femmes qui ne travaillent pas en présence de l'Ape de deuxième rang, 11 % reprendraient un emploi. Ce chiffre est un peu plus faible, mais du même ordre, que celui avancé par Piketty (1998).

Les variantes de politique économique consistant à supprimer uniquement les Ape à temps partiel montrent la très forte sensibilité du choix de la durée de travail des jeunes mères aux incitations financières en place. Ainsi, la suppression de l'Ape versée pour un temps partiel long s'accompagnerait d'un très fort recul du travail à 80%: seules 2,7% des mères d'enfants de moins de 3 ans travailleraient à 80% contre 9,3% avant la réforme. La moitié des femmes concernées se reporteraient vers le mi-temps, qui leur permettrait encore de bénéficier de l'Ape, et la moitié vers le temps complet. En revanche, peu de femmes arrêteraient de travailler, bien que l'arrêt d'activité permette d'obtenir une Ape dans cette réforme. L'effet de la réforme sur le volume horaire total travaillé dans la population féminine serait faible (-0,5%), les transferts vers le mi-temps et vers le temps complet se compensant.

Si on supprime l'Ape versé pour un mi-temps, en conservant les autres formes d'Ape, le travail à mi-temps diminue fortement (2% des femmes contre 7% avant la réforme), les femmes à mi-temps passant à 80% (deux tiers des changements) ou s'arrêtant de travailler (un tiers des changements). L'emploi total féminin baisse de 2 points, mais le nombre d'heures travaillées reste stable.

La suppression de toutes les Ape à temps partiel se traduirait à la fois par une moindre participation des femmes au marché du travail (-3,2 points) et par une hausse du travail à temps complet (4,5 points), du fait de transitions massives de femmes travaillant actuellement à mi-temps vers le non-emploi (40% des femmes initialement à mi-temps arrêteraient de travailler), et de femmes à 80% vers un emploi à plein temps (40% également). Ces ajustements reflètent en partie les différences de qualification entre les femmes qui travaillent à mi-temps, moins qualifiées, et celles qui travaillent à 80%, plus qualifiées. Les différences de comportements de ces deux groupes confirment la nécessité de distinguer finement la durée de travail des femmes lorsqu'on étudie les effets des coûts de garde d'enfant sur l'offre de travail des jeunes mères.

5.3.4 Quels effets des réformes simulées sur le budget de l'Etat ?

Jusqu'à présent, nous avons étudié l'effet de diverses réformes de politique économique sur le comportement d'offre de travail et de recours à une garde payante des jeunes mères, en insistant sur les effets au niveau individuel (changements de situation à la suite des réformes) et sur des effets plus macro-économiques (variation des taux de recours, du taux de participation des femmes et du nombre d'heures travaillées). Il serait intéressant de compléter l'analyse de ces politiques par leur effets sur les finances publiques (au sens large, c'est-à-dire Etat plus organismes sociaux). Cependant, estimer le coût ou le gain pour l'Etat de telles réformes est complexe, compte tenu des ajustements réalisés par les ménages sur les heures travaillées et sur le recours à une garde payante. Les variations induites sur la masse salariale jouent à la fois sur les recettes de l'Etat via les cotisations sociales sur les salaires et les impôts payés, et sur les dépenses via les prestations familiales versées. La prise en compte des cotisations sociales dans notre modèle ne pourrait se faire qu'au prix d'une complexité nettement accrue, principalement à cause des allègements de charges sur

les bas salaires qu'il faudrait alors modéliser. Les changements en termes de recours à une garde payante jouent indirectement sur les dépenses de l'Etat pour les gardes d'enfants (plus ou moins d'Afeama versées, de subventions aux crèches ...) et directement sur les recettes, via les réductions d'impôt au titre de la garde payante. La non-distinction du type de mode de garde dans nos données ne permet pas de calculer précisément les montants des diverses aides et subventions entrant en jeu avant et après une réforme. Cependant, à titre d'illustration, un calcul de coin de table permet d'approcher les quantités intervenant dans le calcul du budget de l'Etat. D'après nos simulations sur 2655 ménages avec enfants de moins de 7 ans, la suppression de la réduction d'impôt pour frais de garde hors domicile se traduirait certes par un gain net pour l'Etat, mais ce gain serait deux fois plus faible que l'économie initialement escomptée en l'absence de réaction des ménages. Cet ordre de grandeur illustre l'importance, lors de l'évaluation d'une réforme, de la prise en compte des changements de comportements des agents face à cette réforme.¹⁷

6 Conclusion

Notre modèle estimé à partir des données de l'enquête sur les revenus fiscaux met en évidence les ajustements complexes qui s'opèrent en France sur la participation des jeunes mères au marché du travail, mais surtout sur le temps de travail (temps partiel/temps complet, mais aussi à l'intérieur du temps partiel, mi-temps ou 80%), face à la rémunération du travail féminin et aux coûts de garde d'enfants. Globalement, la participation au marché du travail et les heures de travail choisies sont peu sensibles aux dépenses de garde. Cette conclusion empirique correspond à celle de certains travaux sur données américaines (Ribbar, 1995). Cependant, les résultats de la littérature économique sur ce point sont très divers, et ne permettent pas d'avoir une opinion tranchée sur les ordres de grandeur à attendre. Le recours à une garde payante varie un peu plus fortement en fonction des coûts. Les effets beaucoup plus classiques d'une hausse des salaires sur l'offre de travail et le recours à une garde payante sont en revanche conformes à l'intuition. Nous montrons également que le choix des heures de travail est fortement dépendant des incitations financières. En particulier, les barèmes actuels de l'APE incitent un grand nombre de mères à travailler à 80 % ou à mi-temps, alors que ces choix seraient beaucoup moins fréquents en l'absence d'APE. Ces résultats confirment l'importance pour la question étudiée ici d'une modélisation de l'offre de travail non seulement à la marge extensive, c'est-à-dire par une équation de participation au marché du travail, mais aussi à la marge intensive, en distinguant différentes durées de travail possibles.

Les enseignements des simulations de politique économique sont de plusieurs natures. La suppression de la réduction d'impôt pour garde d'enfants n'aurait que des effets assez marginaux sur le recours à une garde payante et l'offre de travail agrégée. En revanche,

17. Le gain estimé pour l'Etat en l'absence de réaction des ménages est le montant des réductions d'impôts accordées. Le bilan effectif doit tenir compte de la variation des transferts (prestations familiales et minima sociaux) induite par les changements de comportements, de la variation des cotisations sociales et patronales à la suite de l'ajustement de l'offre de travail féminine. Le calcul effectué ici ne prend pas en compte les variations de dépenses au titre de l'Afeama dues à la variation du recours à une aide payante, et repose sur une hypothèse simplificatrice quant aux cotisations sociales, fixées à 55% des salaires perçus, ce qui correspond à une valeur moyenne obtenue à partir des chiffres de Comptes Nationaux de 1997 (source INSEE).

la suppression de l'Ape aurait des effets non négligeables sur l'offre de travail des femmes et sur le recours. Notamment, lorsqu'on simule la suppression l'Ape de rang 2, 11% des femmes éligibles se remettent à travailler, et la part des ménages recourant à une garde payante augmente de près de 4 points.

Les conclusions de cette étude, la première à notre connaissance à chiffrer les élasticités d'offre de travail et de recours par rapport aux salaires et aux dépenses de garde sur données françaises, présentent toutefois certaines limites, qui tiennent à la fois aux données disponibles et à la modélisation retenue, les deux aspects étant liés. La principale limite imposée par les données est l'absence d'informations sur le volume d'heures de garde, ce qui empêche de décomposer les dépenses de garde entre prix et quantité, et finalement d'estimer une fonction de demande d'heures de garde. Dans la modélisation retenue, la seule variation du volume d'heures de garde déclarées en réponse à un changement du dispositif socio-fiscal tient à un éventuel changement de tranche horaire sur le marché du travail. Ainsi, conditionnellement à l'offre de travail, la demande d'heures de garde formelle est supposée parfaitement inélastique. Cette hypothèse, imposée par les données disponibles, n'est sans doute pas très réaliste.

Une autre limite du modèle, commune à la plupart des études existantes, est l'absence de modélisation de l'offre de services de garde et plus généralement, d'effets d'équilibre général. Les contraintes d'offre sont prises en compte par l'introduction d'un taux d'équipement en crèches et assistantes maternelles, mais ce dernier est supposée exogène à toute variation de la demande de garde et des prix de garde (notamment, l'offre n'est pas ajustée dans nos simulations de politique économique). La prise en charge d'une grande part des coûts de garde d'enfant par d'autres acteurs que les ménages (l'Etat, les collectivités locales, et les employeurs) a un effet primordial sur l'offre (on construit des crèches, il y a des candidates assistantes maternelles). Il est certain que la suppression de tout ou partie de ces prises en charges (ce dernier cas correspondrait environ à un quadruplement des coûts de garde à la charge des ménages) aurait non seulement les effets mis en évidence par notre modèle, mais aussi un effet agrégé de disparition d'une part de l'offre et des effets indirects sur les impôts. Nous ne sommes pas en mesure, à partir des coûts déclarés par les ménages, de reconstituer le coût total pour la collectivité des gardes d'enfants. Les sommes prises en compte dans le modèle sont, de ce fait, relativement faibles et il n'est pas étonnant que les effets mis en évidence sur l'offre de travail soient également faibles.

De même, les contraintes de demande de travail sont prises en compte uniquement par l'introduction du taux de chômage dans le département de résidence comme facteur explicatif des heures de travail de la mère, et par l'impossibilité de travailler pour les femmes qui auraient, compte tenu de leurs caractéristiques (qualification ...), une rémunération inférieure au Smic. Ce dernier point constitue une des particularités de cette étude, en comparaison avec les études antérieures dans ce domaine.

Enfin, le modèle mis en oeuvre est statique, bien que, pour de multiples raisons, le processus d'offre de travail des femmes puisse être considéré comme dynamique. D'un point de vue purement financier, certaines incitations non prises en compte dans le modèle sont dynamiques, comme les allocations chômage, qui dépendent de l'histoire sur le marché du travail, et la prise en compte de la durée de cotisation pour la retraite dans la décision d'activité. Indépendamment du système socio-fiscal, les décisions de fécondité au cours du cycle de vie peuvent introduire un aspect dynamique dans le problème d'offre de tra-

vail des femmes. On pourrait ainsi être amené à mettre en doute l'hypothèse adoptée ici d'exogénéité de la fécondité.

Pour aller plus loin dans la compréhension des phénomènes étudiés dans cet article, il serait utile de modéliser de manière plus fine la contrainte de temps des parents, et la répartition de ce temps entre le travail, les activités liées à la garde ou à l'éducation des enfants, et les autres activités (le loisir). Cette question rejoint celle de la qualité des différents modes de garde. Estimer une ou des fonctions de production de qualité de la garde nécessiterait des données très précises sur les emplois du temps des ménages, sur les modes de garde des enfants, et sur les dépenses s'y rapportant, ce qui n'est jamais disponible dans les enquêtes françaises existantes. Cependant, une étude des enquêtes sur les emplois du temps des ménages, s'attachant à l'étude du temps effectivement consacré par les mères et leurs conjoints à leurs enfants, permettrait d'apporter un éclairage comportemental qui fait défaut lorsque seules les incitations financières sont examinées.

Références

- [1] Averett Susan, Peters Elisabeth et Waldman Donald, 1997, Tax Credits, Labor Supply, and Child Care, *The Review of Economics and Statistics*, 125-135
- [2] Blau David et Hagy Alison, 1998, The Demand for Quality in Child Care, *Journal of Political Economy*, 106(1): 104-146
- [3] Blau David et Robins Philip, 1988, Child Care Costs and Family Labor Supply, *The Review of Economics and Statistics*, 70: 374-381
- [4] Blundell Richard, Duncan Alan, McCrae Julian et Meghir Costas, 2000, Evaluating In-Work Benefit Reform: The Working Families Tax Credit in the UK, mimeo.
- [5] Cleveland Gordon, Gunderson Morley et Hyatt Douglas, 1996, Child Care Costs and the Employment Decision of Women: Canadian Evidence, *Canadian Journal of Economics*, 29(1): 132-151
- [6] Cleveland Gordon et Hyatt Douglas, 1993, Determinants of Child Care Choices: A Comparison of Ontario and Quebec, *Canadian Journal of Regional Science*, 16(1): 53-67
- [7] Connelly Rachel et Kimmel Jean, 2000, Marital Status and Full-time/Part-time Work Status in Child Care Choices. Mimeo.
- [8] Connelly Rachel, 1992, The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation, *The Review of Economics and Statistics*, 74: 83-90
- [9] Drees, 2000, Les modes de garde et d'accueil des jeunes enfants, collection statistiques, Direction de la Recherche, des Etudes, de l'Evaluation et des Statistiques, ministère de l'emploi et de la solidarité
- [10] Fermanian Jean David et Lagarde Sylvie (1998), Les horaires de travail dans le couple, *Economie et statistiques*, 321-322: 89-110.
- [11] Flipo Anne et Sédillot Béatrice, 2000, Le recours aux services payants pour la garde de jeunes enfants se développe, France portrait social 2000-2001, Insee
- [12] Gouriéroux, C., et Monfort, A. (1996), *Simulation-Based Econometric Methods*, CORE Lectures, Oxford University Press.
- [13] Heckman James, 1974, Effects of Child-Care Programs on Women's Work Effort, *Journal of Political Economy*, 82: 153-161

- [14] Lanot Gauthier et Robin Jean-Marc (1997), Participation des femmes au marché du travail en présence de taxation directe et de coûts de participation, *Annales d'économie et de statistique*, 48
- [15] Laroque Guy et Salanié Bernard (2000), Une décomposition du non-emploi en France, *Economie et Statistique*, 331.
- [16] Leprince Frédérique (2002), L'accueil des jeunes enfants en France, Etat des lieux et pistes d'amélioration, rapport pour le Haut Conseil à la Population et à la Famille, à paraître
- [17] Michalopoulos Charles et Robins Philip, 2000, Employment and Child-Care Choices in Canada and the United States, *Canadian Journal of Economics*, 33(2): 435-470
- [18] Michalopoulos Charles, Robins Philip et Garfinkel I., 1992, A Structural Model of Labor Supply and Child Care Demand, *Journal of Human Resources*, 27: 166-203
- [19] Piketty, Thomas (1998), L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels: une estimation pour le cas français, *Economie et Prévision*, 132-133, 1-35.
- [20] Powell Lisa, 2002, Joint Labor Supply and Childcare Choice Decisions of Married Mothers, *The Journal of Human Resources*, 37(1): 106-128
- [21] Powell Lisa, 1997, The Impact of Child Care Costs on the Labour Supply of Married Mothers: Evidence from Canada, *Canadian Journal of Economics*, 30(3): 577-593
- [22] Ribar David, 1995, A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women, *Journal of Labor Economics*, 13(3): 558-597
- [23] Robert-Bobée Isabelle, 2002, Des coûts de garde d'enfants parfois élevés malgré des aides publiques importantes, *Données Sociales*, Insee

A Les dispositifs publics

Les principaux dispositifs en vigueur en 1997 ayant trait à la subvention des coûts de garde d'enfant et à l'arrêt d'activité des parents de jeunes enfants sont présentés ci-dessous.

A.1 Dispositifs pour une garde en structure collective

Il existe différents types de structures collectives d'accueil des jeunes enfants hors du domicile parental : crèches collectives, crèches familiales (accueil chez une assistante maternelle et activité collective en crèche), crèches mixtes (accueil chez une assistante maternelle jusqu'à 2 ans puis accueil en crèche), halte-garderies (accueil temporaire). Le coût de la garde en crèche dépend de la taille de la famille et augmente en fonction du revenu. Toutefois, il peut varier d'une collectivité locale à une autre, l'application du barème préconisé par la Caisse nationale des allocations familiales n'étant pas obligatoire.

A.2 Réduction d'impôt

Les frais engagés pour faire garder ses enfants hors du domicile (crèche et assistante maternelle principalement) ouvrent droit à une réduction d'impôt égale à 25 % des frais restant à la charge des familles, dans la limite de 15 000 francs, soit 2 287 euros, par enfant. La réduction maximale est donc de 572 euros par enfant de 0 à 6 ans.

A.3 L'aide à la famille pour l'emploi d'une assistante maternelle agréée (Afeama)

L'Afeama (Aide à la famille pour l'emploi d'une assistante maternelle), créée en 1991, est accordée à tous les ménages faisant garder un enfant de moins de 6 ans par une assistante maternelle agréée au domicile de celle-ci. Cette aide consiste en la prise en charge directe et totale des cotisations patronales et salariales par les caisses d'allocations familiales ou les mutualités sociales agricoles. Les familles reçoivent également une majoration forfaitaire, fonction de l'âge de l'enfant et, depuis janvier 2001, des ressources du ménage. En juillet 1997, le montant mensuel de cette majoration (après CDRS) était de 124 euros par enfant de moins de 3 ans, et de 62 euros par enfant de 3 à 6 ans. Les frais engagés ouvrent droit aux réductions d'impôts pour frais de garde hors du domicile.

A.4 L'aide pour une garde d'enfant à domicile (Aged)

L'Aged (Allocations de garde d'enfant à domicile) est attribuée aux ménages dont les membres exercent une activité professionnelle et emploient une personne à leur domicile pour assurer la garde d'au moins un enfant de moins de 6 ans. L'Aged peut être cumulée avec l'Afeama, avec l'allocation parentale d'éducation (Ape) à taux partiel et les dépenses occasionnées par l'emploi d'un intervenant à domicile donnent droit à une réduction d'impôt. Le montant maximal de l'Aged était en janvier 1997 de 1 957 euros par trimestre pour un enfant de moins de trois ans, et de 489 euros par trimestre pour un enfant de 3 à 6 ans ou en cas de cumul avec l'APE temps partiel. Ces montants sont conditionnés par l'exercice d'une activité professionnelle. Notamment, pour les salariés, le revenu tiré de l'activité doit être au minimum de 1 005 euros par trimestre.

La loi de finance de la Sécurité sociale de 1998 a réduit les plafonds de prise en charge des cotisations patronales et salariales (versement direct à l'Urssaf) et les déductions fiscales (diminution de moitié du plafond). Depuis janvier 1998, les taux de prise en charge des cotisations sont également différenciés selon l'âge des enfants et les ressources des ménages. La réduction d'impôt est de 50 % des sommes engagées dans la limite d'un plafond qui s'élève à 6 860 euros depuis l'imposition sur les revenus de 1997, soit une réduction maximale de 3 430 euros.

A.5 l'allocation parentale d'éducation (Ape)

L'Ape (allocation parentale d'éducation) s'adresse à toute personne qui interrompt ou réduit son activité à l'occasion de la naissance du deuxième enfant sous condition d'activité de plus de 2 ans au cours des 5 années précédant la naissance (au cours des dix dernières années pour le troisième enfant). L'allocation est versée jusqu'aux 3 ans de l'enfant. Selon la réduction du temps de travail, trois taux sont distingués. Le taux plein correspond à un arrêt d'activité. Le taux temps partiel court à un mi-temps ou moins, et le taux temps partiel long à un taux de temps partiel compris entre 50 et 80 %. Les montants mensuels correspondants sont respectivement d'environ 3000, 2000 et 1500 francs. Depuis 1995, l'allocation à temps partiel peut être versée à chacun des conjoints, dans la limite d'un cumul inférieur à l'allocation accordée en cas d'arrêt complet d'activité.

INSÉRER TABLEAU A1 1

B Méthode de simulation

Nous utilisons une extension de la méthode GHK (voir par exemple Gouriéroux et Monfort, 1996, p98 et 105) qui permet d'obtenir un estimateur sans biais de $E[h(v)1_{v \in D}]$, où h est une fonction intégrable, D est un domaine rectangulaire, et v est un vecteur normal multivarié de loi $N(0, \Sigma)$.

Dans chacune des huit situations possibles, on désigne par Σ la variance des aléas inobservés conditionnelle à l'ensemble des variables observées. Le problème générique¹⁸ est de calculer des espérances de la forme $E[h(v).1_{v \in D}]$, où v est un vecteur normal multivarié de loi $N(0, \Sigma)$, h est une fonction donnée (facile à évaluer) et où le domaine D est défini par un système de contraintes du type:

$$\begin{cases} A_1 \leq v_1 \leq B_1 \\ A_2(v_1) \leq v_2 \leq B_2(v_1). \end{cases}$$

Dans le système précédent, A_1 et B_1 sont des constantes, mais A_2 est une fonction de v_1 . Le domaine D n'est donc pas rectangulaire.

Si on note C la matrice de Cholesky de Σ (matrice telle que $\Sigma = CC'$), le vecteur u défini par $v = Cu$ suit la loi normale $N(0, I)$. Comme C est triangulaire inférieure, le système de contraintes sur le vecteur u est également triangulaire inférieur

$$\begin{cases} \tilde{A}_1 \leq u_1 \leq \tilde{B}_1 \\ \tilde{A}_2(u_1) \leq u_2 \leq \tilde{B}_2(u_1). \end{cases}$$

Ces contraintes définissent un domaine D^* dans le plan (u_1, u_2) . Tirons u_1^s dans la loi $N(0,1)$ tronquée à $[\tilde{A}_1, \tilde{B}_1]$ et u_2^s dans la loi $N(0,1)$ tronquée à $[\tilde{A}_2(u_1^s), \tilde{B}_2(u_1^s)]$. Alors, un simulateur sans biais de $E[h(v)1_{v \in D}]$ est $h(Cu^s)\tilde{p}(u_1^s)$ avec

$$\tilde{p}(u_1^s) = [\Phi(\tilde{B}_1) - \Phi(\tilde{A}_1)][\Phi(\tilde{B}_2(u_1^s)) - \Phi(\tilde{A}_2(u_1^s))].$$

En effet, la loi jointe de (u_1^s, u_2^s) a pour densité $g(x) = 1_{D^*} \cdot \phi(x_1) \cdot \phi(x_2) / \tilde{p}(x_1)$ et on a

$$\begin{aligned} E[h(Cu^s)\tilde{p}(u_1^s)] &= \int h(Cx)1_{D^*}\phi(x_1)\phi(x_2)dx_1dx_2 \\ &= E[h(Cu)1_{D^*(u)}] \\ &= E[h(v)1_{D(v)}]. \end{aligned}$$

Si on tire S réalisations du vecteur u^s , l'espérance $E[h(v)1_{v \in D}]$ sera approchée par le simulateur

$$\frac{1}{S} \sum_{s=1}^S \tilde{p}(u_1^s) h(u_1^s, u_2^s).$$

Les estimations présentées dans le texte ont été réalisées avec $S = 50$. On constate empiriquement qu'à partir de $S = 20$, les estimations ne varient quasiment plus avec S .

¹⁸. Dans la suite de ce paragraphe, on raisonne en dimension 2. L'argument s'étend facilement aux dimensions supérieures.

C Vraisemblance du modèle

Dans la suite de cette annexe, on note w^* et D^* les variables dénotant le salaire et la dépense de garde, pour les distinguer de leurs réalisations w et d .

Rappelons le modèle latent :

$$\begin{cases} \ln w^* = x_w \gamma_w + \varepsilon_w (\text{équation de salaire}) \\ \ln D^* = x_d \gamma_d + \varepsilon_d (\text{équation de dé pense de garde déclarée}). \end{cases}$$

L'utilité du ménage s'écrit

$$U(Y, H, F) = Y + \beta_h H + \beta_f F + \beta_{yy} Y^2 + \beta_{yh} YH + \beta_{hh} H^2 + \beta_{yf} YF + \beta_{fh} FH,$$

avec

$$\begin{cases} \beta_h = x_h \gamma_h + \varepsilon_h \\ \beta_f = x_f \gamma_f + \varepsilon_f. \end{cases}$$

Les coefficients $\beta_{yy}, \beta_{yh}, \beta_{hh}, \beta_{yf}, \beta_{fh}$ ne contiennent que de l'hétérogénéité observée. Le vecteur des résidus $(\varepsilon_w, \varepsilon_f, \varepsilon_d, \varepsilon_h)$ est supposé suivre une loi normale centrée et de matrice de covariance Σ générale.

Le modèle observable est défini comme suit :

- H ne peut prendre que 4 valeurs (0,20,30,39)
- F ne peut prendre que 2 valeurs (0,1).

Les croisements de F et H définissent huit états, respectivement de 1 à 8 :

(0,0), (0,20), (0,30), (0,39), (1,0), (1,20), (1,30), (1,39).

- les salaires ne sont observés que lorsque la femme travaille
- les dépenses de garde ne sont observées que pour les femmes qui recourent à une garde payante.

Le problème du ménage est de choisir l'état qui maximise son utilité sous sa contrainte de budget. Celle-ci dépend, entre autres, du salaire reçu (donc de w) et de la dépense de garde (donc de d).

En notant $U_{h,f}$ l'utilité dans la situation ($H = h, F = f$), on a $U_{h,f} = V_{h,f} + h\varepsilon_h + f\varepsilon_f$ où $V_{h,f}$ ne dépend que des résidus ε_w et ε_d , $V_{h,f} = V_{h,f}(\varepsilon_w, \varepsilon_d)$. On a alors

$$\begin{aligned} U_{0,0} &= V_{00} & U_{0,20} &= V_{0,20} + 20\varepsilon_h & U_{0,30} &= V_{0,30} + 30\varepsilon_h & U_{0,39} &= V_{0,39} + 39\varepsilon_h \\ U_{10} &= V_{10} + \varepsilon_f & U_{120} &= V_{120} + 20\varepsilon_h + \varepsilon_f & U_{130} &= V_{130} + 30\varepsilon_h + \varepsilon_f & U_{139} &= V_{139} + 39\varepsilon_h + \varepsilon_f \end{aligned}$$

On peut calculer une fois pour toutes l'utilité V_{00} pour tous les individus (conditionnellement à la valeur courante des paramètres du modèle) car cette utilité ne fait pas intervenir de résidus inobservés. Les autres quantités $V_{h,f}$ contiennent des résidus inobservés et doivent être calculées pour chaque simulation.

Dans notre modèle, les femmes dont la productivité horaire est inférieure au SMIC horaire (30 francs) ne peuvent pas travailler. Leur choix est donc restreint aux situations ($H = 0, F = 0$) et ($H = 0, F = 1$). Pour les observations dans ces deux situations, la vraisemblance contient donc deux termes : le premier correspond aux femmes qui ont une productivité inférieure au SMIC, le deuxième aux femmes qui ont une productivité supérieure au SMIC, et qui ont choisi la situation parmi les huit situations possibles.

Notations: dans toute la suite, ϕ et Φ désignent respectivement la densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite, φ_2 et Φ_2 désignent la densité et la loi de

répartition de la normale centrée réduite à deux dimensions. On désigne par $\underline{\varepsilon}_w$ la valeur (individuelle) de ε_w telle que la productivité de l'individu est juste égale au SMIC horaire, c'est-à-dire $\underline{\varepsilon}_w = \ln(\text{Smic}) - X_w \gamma_w$.

C.1 Domaines de variation des résidus des préférences dans les huit états

Les probabilités des huit états (h, f) définissent des domaines tels que ceux introduits dans la description de la méthode de simulation. Ces domaines sont les suivants.

Etat (0,0)

Dans cet état comme dans l'état (0,1), la femme ne travaille pas (états 1 et 5). Cela peut être parce que sa productivité est trop faible ($\varepsilon_w \leq \underline{\varepsilon}_w$) ou dans le cas contraire parce que la situation (0,0) est optimale parmi les huit choix possibles. ε_d et ε_w ne sont pas observés. On peut écrire la vraisemblance

$$L_{0,0} = L_{001} + L_{002} \text{ avec}$$

$$L_{001} = P \left[\begin{array}{l} -\infty \leq \varepsilon_w \leq \underline{\varepsilon}_w \\ -\infty \leq \varepsilon_d \leq +\infty \\ \varepsilon_f \leq V_{00} - V_{01}(\varepsilon_d) \end{array} \right]$$

$$L_{002} = P \left[\begin{array}{l} \underline{\varepsilon}_w \leq \varepsilon_w \leq +\infty \\ -\infty \leq \varepsilon_d \leq +\infty \\ \varepsilon_h \leq \min \left(\frac{V_{0,0} - V_{20,0}}{20}, \frac{V_{0,0} - V_{30,0}}{30}, \frac{V_{0,0} - V_{39,0}}{39} \right) \\ \varepsilon_f \leq V_{0,0} + \min (-V_{0,1}, -V_{20,1} - 20\varepsilon_h, -V_{30,1} - 30\varepsilon_h, -V_{39,1} - 39\varepsilon_h) \end{array} \right]$$

Etat (20,0)

Dans cet état comme dans les deux suivants, la femme travaille et ne recourt pas à une garde payante. Dans ces cas, ε_d est inobservé, ε_w est connu. La vraisemblance s'écrit:

$$L_{20,0} = \frac{1}{\sigma_w} \varphi \left(\frac{\ln w - X_w \gamma_w}{\sigma_w} \right). \\ P \left[\begin{array}{l} -\infty \leq \varepsilon_d \leq +\infty \\ \frac{V_{0,0} - V_{20,0}}{20} \leq \varepsilon_h \leq \min \left(\frac{V_{20,0} - V_{30,0}}{10}, \frac{V_{20,0} - V_{39,0}}{19} \right) \\ \varepsilon_f \leq V_{20,0} + \min (-V_{0,1} + 20\varepsilon_h, -V_{20,1}, -V_{30,1} - 10\varepsilon_h, -V_{39,1} - 19\varepsilon_h) \\ |\varepsilon_w = \ln w - X_w \gamma_w \end{array} \right]$$

Etat (30,0)

$$L_{30,0} = \frac{1}{\sigma_w} \varphi \left(\frac{\ln w - X_w \gamma_w}{\sigma_w} \right). \\ P \left[\begin{array}{l} -\infty \leq \varepsilon_d \leq +\infty \\ \max \left(\frac{V_{0,0} - V_{30,0}}{30}, \frac{V_{20,0} - V_{30,0}}{10} \right) \leq \varepsilon_h \leq \frac{V_{30,0} - V_{39,0}}{9} \\ \varepsilon_f \leq V_{30,0} + \min (-V_{0,1} + 30\varepsilon_h, -V_{20,1} + 10\varepsilon_h, -V_{30,1}, -V_{39,1} - 9\varepsilon_h) \\ |\varepsilon_w = \ln w - X_w \gamma_w \end{array} \right]$$

Etat (39,0)

$$L_{39,0} = \frac{1}{\sigma_w} \varphi\left(\frac{\ln w - X_w \gamma_w}{\sigma_w}\right).$$

$$P \left[\begin{array}{l} -\infty \leq \varepsilon_d \leq +\infty \\ \max\left(\frac{V_{0,0}-V_{39,0}}{39}, \frac{V_{20,0}-V_{39,0}}{19}, \frac{V_{30,0}-V_{39,0}}{9}\right) \leq \varepsilon_h \\ \varepsilon_f \leq V_{39,0} + \min(-V_{0,1} + 39\varepsilon_h, -V_{20,1} + 19\varepsilon_h, -V_{30,1} + 9\varepsilon_h, -V_{39,1}) \\ |\varepsilon_w = \ln w - X_w \gamma_w \end{array} \right]$$

Etat (0,1)

Par analogie avec le cas (0,0), on a

$L_{0,1} = L_{011} + L_{012}$ avec

$$L_{011} = \frac{1}{\sigma_d} \varphi\left(\frac{\ln d - X_d \gamma_d}{\sigma_d}\right).$$

$$P \left[\begin{array}{l} -\infty \leq \varepsilon_w \leq \varepsilon_w \\ -\varepsilon_f \leq V_{01}(\varepsilon_d) - V_{00} \\ |\varepsilon_d = \ln d - X_d \gamma_d \end{array} \right]$$

$$L_{012} = \frac{1}{\sigma_d} \varphi\left(\frac{\ln d - X_d \gamma_d}{\sigma_d}\right).$$

$$P \left[\begin{array}{l} \varepsilon_w \leq \varepsilon_w \leq +\infty \\ \varepsilon_h \leq \min\left(\frac{V_{0,1}-V_{20,1}}{20}, \frac{V_{0,1}-V_{30,1}}{30}, \frac{V_{0,1}-V_{39,1}}{39}\right) \\ \varepsilon_f \geq \max(V_{0,0}, V_{20,0} + 20\varepsilon_h, V_{30,0} + 30\varepsilon_h, V_{39,0} + 39\varepsilon_h) - V_{0,1} \\ |\varepsilon_d = \ln d - X_d \gamma_d \end{array} \right]$$

Dans les trois derniers états, la femme travaille et recourt à une garde payante. Alors, dès que les paramètres du modèle sont connus, on connaît les résidus ε_w et ε_d , et la vraisemblance de ces cas s'écrit de la manière suivante.

Etat (20,1)

$$L_{20,1} = \frac{1}{\sigma_d} \frac{1}{\sigma_w} \varphi_2\left(\frac{\ln d - X_d \gamma_d}{\sigma_d}, \frac{\ln w - X_w \gamma_w}{\sigma_w}, \rho_{dw}\right).$$

$$P \left[\begin{array}{l} \frac{V_{0,1}-V_{20,1}}{20} \leq \varepsilon_h \leq \min\left(\frac{V_{20,1}-V_{30,1}}{10}, \frac{V_{20,1}-V_{39,1}}{19}\right) \\ \varepsilon_f \geq \max(V_{0,0} - 20\varepsilon_h, V_{20,0}, V_{30,0} + 10\varepsilon_h, V_{39,0} + 19\varepsilon_h) - V_{20,1} \\ |\varepsilon_d = \ln d - X_d \gamma_d, \varepsilon_w = \ln w - X_w \gamma_w \end{array} \right]$$

Etat (30,1)

$$L_{30,1} = \frac{1}{\sigma_d} \frac{1}{\sigma_w} \varphi_2\left(\frac{\ln d - X_d \gamma_d}{\sigma_d}, \frac{\ln w - X_w \gamma_w}{\sigma_w}, \rho_{dw}\right)$$

$$P \left[\begin{array}{l} \max\left(\frac{V_{0,1}-V_{30,1}}{30}, \frac{V_{20,1}-V_{30,1}}{10}\right) \leq \varepsilon_h \leq \frac{V_{30,1}-V_{39,1}}{9} \\ \varepsilon_f \geq \max(V_{0,0} - 30\varepsilon_h, V_{20,0} - 10\varepsilon_h, V_{30,0}, V_{39,0} + 9\varepsilon_h) - V_{30,1} \\ |\varepsilon_d = \ln d - X_d \gamma_d, \varepsilon_w = \ln w - X_w \gamma_w \end{array} \right]$$

Etat (39,1)

$$L_{39,1} = \frac{1}{\sigma_d} \frac{1}{\sigma_w} \varphi_2\left(\frac{\ln d - X_d \gamma_d}{\sigma_d}, \frac{\ln w - X_w \gamma_w}{\sigma_w}, \rho_{dw}\right)$$
$$P \left[\begin{array}{l} \max\left(\frac{V_{0,1} - V_{39,1}}{39}, \frac{V_{20,1} - V_{39,1}}{19}, \frac{V_{30,1} - V_{39,1}}{9}\right) \leq \varepsilon_h \\ \varepsilon_f \geq \max(V_{0,0} - 39\varepsilon_h, V_{20,0} - 19\varepsilon_h, V_{30,0} - 9\varepsilon_h, V_{39,0}) - V_{39,1} \\ |\varepsilon_d = \ln d - X_d \gamma_d, \varepsilon_w = \ln w - X_w \gamma_w \end{array} \right]$$

Dans ces trois cas, la probabilité faisant intervenir les résidus des préférences s'écrit comme une intégrale unidimensionnelle, par conditionnement des lois normales. Cette intégrale est calculée numériquement à l'aide d'une quadrature de Gauss-Legendre. Pour les états 6 et 7, il est nécessaire de pratiquer un lissage sur les bornes intervenant dans l'intégration numérique. En effet, rien ne garantit a priori, pour une valeur non optimale des paramètres, que les bornes encadrant le résidu ε_h soient dans le bon sens. Dans le cas où les bornes sont inversées, on obtient en l'absence de lissage une probabilité estimée négative de l'état pour l'observation en question. La procédure de lissage permet d'éviter ce problème en renvoyant un nombre positif très faible en lieu et place d'un nombre négatif. A l'optimum, les bornes doivent être dans le bon sens pour toutes les observations.

D Calcul des élasticités

Un certain nombre d'élasticités sont présentées dans le texte. Nous présentons ici leur mode de calcul.

D.1 Elasticités moyennes

Ces élasticités font référence au déplacement de la variable endogène, mesurée sur l'ensemble de la population concernée, rapportée à la variation du paramètre exogène simulée. Le calcul de ces élasticités a été conduit de deux manières différentes:

- à partir des probabilités individuelles prédites par le modèle dans les situations avant et après réforme
- à partir des matrices de transitions entre états générées par un grand nombre de simulations du modèle après estimation (voir section 4.4.2)

Les deux méthodes donnent des résultats virtuellement identiques.

D.1.1 Calcul à partir des probabilités individuelles simulées

Considérons le cas d'une variable discrète. Pour chaque ménage i de l'enquête, notons P_0^{ik} la probabilité prédite par le modèle de choisir la situation k dans la situation de référence ou avant réforme (sans modification des paramètres du modèle). Notons également P_1^{ik} la probabilité prédite par le modèle de choisir la situation k après la réforme. Notons p_0 la valeur initiale du paramètre que l'on modifie pour simuler la réforme envisagée, et p_1 sa valeur après réforme. Les élasticités présentées dans le texte sont calculées de la manière suivante :

$$\varepsilon_{kp} = \left(\frac{\sum_{i=1}^N (P_1^{ik} - P_0^{ik})}{\sum_{i=1}^N P_0^{ik}} \right) / \left(\frac{p_1 - p_0}{p_0} \right)$$

Exemple : participation de la femme au marché du travail.

L'activité sur le marché du travail correspond au regroupement des états 5,6,7 et 8 du modèle. L'élasticité de la participation féminine au salaire est simulée en calculant les probabilités prédites par le modèle pour une augmentation des salaires de (par exemple) 10 % pour toutes les femmes de l'échantillon. L'élasticité correspondante est donc calculée comme:

$$\varepsilon_{Lw} = 10. \left(\frac{\sum_{i=1}^N \sum_{k=5}^8 (P_1^{ik} - P_0^{ik})}{\sum_{i=1}^N \sum_{k=5}^8 P_0^{ik}} \right)$$

D.1.2 Calcul à partir des matrices de transition

Considérons toujours le cas d'une variable discrète. Notons M la matrice de transition telle que nous la calculons, avec pour case générique M_{ij} , nombre de femmes dans l'état i avant la réforme et dans l'état j après la réforme. Le nombre de femmes estimé dans la situation k avant (respectivement après) la réforme est proportionnel à $M_{.k} = \sum_{j=1}^8 M_{kj}$

(respectivement $M_{.k} = \sum_{j=1}^8 M_{jk}$). L'élasticité par rapport au paramètre considéré est alors évaluée comme:

$$\varepsilon_{kp} = \left(\frac{M_{.k} - M_{k.}}{M_{k.}} \right) / \left(\frac{p_1 - p_0}{p_0} \right)$$

D.1.3 Cas des variables continues

Il s'agit ici des heures de travail (offre totale de travail féminin). Notons que cette variable n'est pas vraiment continue puisque l'estimation du modèle a été faite en discrétisant les heures de travail en quatre catégories (0,20,30,39). En gardant les mêmes notations que précédemment, notons également H_k le nombre d'heures de travail correspondant à la situation k ($H_1 = H_5 = 0$, $H_2 = H_6 = 20$, etc.).

Notons H_0 le nombre total d'heures travaillées estimé avant la réforme ($H_0 = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^8 P_0^{ik} H_k$).

La différence des heures travaillées avant et après la réforme est estimée par

$$\Delta H = \sum_{i=1}^N \sum_{k=1}^8 (P_1^{ik} - P_0^{ik}) H_k$$

L'élasticité de l'offre de travail féminine au paramètre p est alors calculée de la manière suivante:

$$\varepsilon_{Hp} = \left(\frac{\Delta H}{H_0} \right) / \left(\frac{p_1 - p_0}{p_0} \right)$$

On peut aussi, de la même manière que pour les variables discrètes, utiliser les matrices de transition, dans la mesure où le nombre d'heures de travail ne varie pas à l'intérieur d'une case de la matrice.

D.1.4 Décomposition de l'effet d'une réforme sur l'offre de travail féminine

Pour synthétiser les transitions qui s'opéreraient à la suite d'une réforme (transitions données par les matrices d'état à état dont certaines sont présentées dans l'article), et pour faciliter la comparaison de nos résultats avec ceux d'articles qui ne considèrent que la décision de participation sur le marché du travail, il est commode de décomposer la variation du nombre total d'heures travaillées avant et après une réforme en deux effets:

- un effet dit "extensif" qui correspond à la différence entre le total des heures des femmes qui se mettent à travailler et le total des heures de celles qui arrêtent de travailler,
- un effet "intensif", qui correspond à la variation des heures travaillées de celles qui travaillent dans les deux situations.

Les termes "intensif" et "extensif" sont mis entre guillemets car ils diffèrent légèrement de leur acception habituelle dans les modèles d'offre de travail.

Notons $M = (M_{ij})$ la matrice de transition telle que nous la calculons, avec pour case générique le nombre de femmes dans l'état i avant la réforme et dans l'état j après la réforme; H_j le nombre d'heures travaillées dans la colonne j de la matrice (heures "après réforme", $H_1 = 0$, $H_2 = 20$, etc...); H^i le nombre d'heures travaillées dans la ligne i de la matrice (heures "avant réforme", $H^1 = 0$, $H^2 = 20$, etc...); $\Delta H_{ij} = H_j - H^i$ avec évidemment $\Delta H_{ii} = 0$; $T = \{2,3,4,6,7,8\}$ l'ensemble des situations où la femme travaille.

Alors la variation du nombre total d'heures travaillées s'écrit

$$\begin{aligned} \Delta H &= \sum_i \sum_j M_{ij} H_j - \sum_i \sum_j M_{ij} H^i = \sum_i \sum_{j \neq i} M_{ij} (\Delta H_{ij}) \\ &= \underbrace{\sum_{i \notin T} \sum_{j \in T} M_{ij} H_j - \sum_{i \in T} \sum_{j \notin T} M_{ij} H^i}_{\text{effet extensif}} + \sum_{i \in T} \sum_{j \in T, j \neq i} M_{ij} (\Delta H_{ij}) \\ &\qquad\qquad\qquad + \qquad\qquad\qquad \text{effet intensif} \end{aligned}$$

Les deux premiers termes de la décomposition sont regroupés dans un seul effet, dans la mesure où généralement, l'un des deux termes est strictement ou quasi nul, selon la réforme considérée.

L'importance relative des deux effets éclaire sur l'importance de faire la distinction entre décision d'activité et nombre d'heures travaillées. Cette distinction renvoie économiquement à la différence entre les notions de poste de travail et de volume de travail.

D.2 Elasticités individuelles

Nous avons jugé intéressant d'observer la distribution des élasticités individuelles, qui provient de l'hétérogénéité de la population. A partir des probabilités individuelles simulées par le modèle, on calcule donc des élasticités individuelles

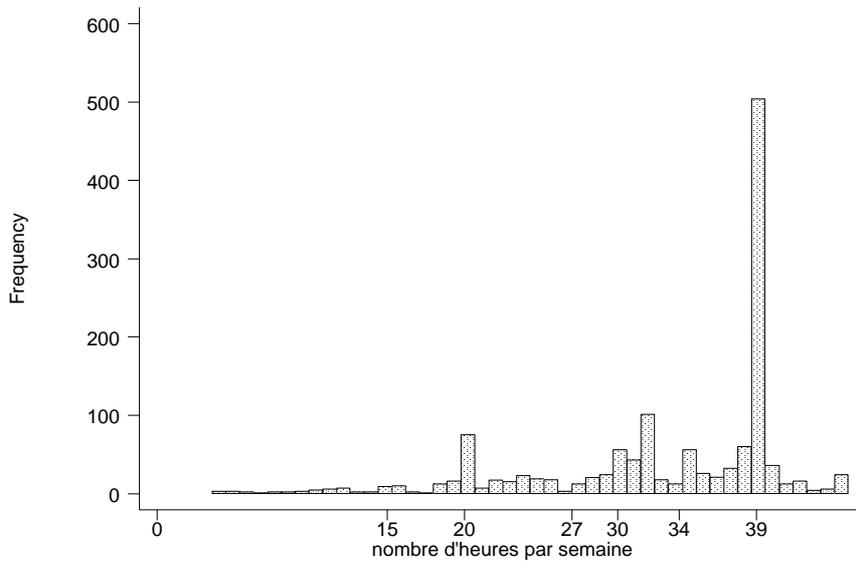
$$e_{kp}^i = \left(\frac{P_1^{ik} - P_0^{ik}}{P_0^{ik}} \right) / \left(\frac{p_1 - p_0}{p_0} \right)$$

dont on peut ensuite visualiser la distribution dans la population considérée.

FIGURES ET TABLEAUX

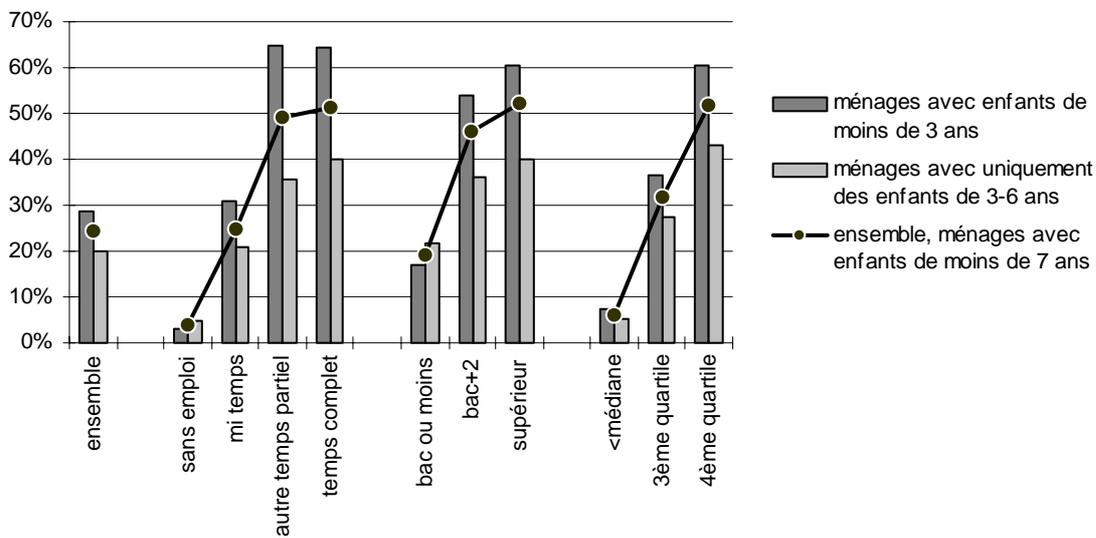
Figure 1 : Heures hebdomadaires de travail des femmes salariées	Page 38
Figure 2 : Recours à une aide rémunérée hors domicile pour faire garder ses enfants en 1997, selon l'activité professionnelle, le diplôme de la femme et le niveau de vie des ménages	Page 38
Figure 3 : Distribution des dépenses annuelles en garde d'enfants hors du domicile parental.....	Page 39
Figure 4 : Part du revenu disponible des ménages consacrée aux dépenses en garde d'enfants hors du domicile parental, selon l'activité professionnelle de la mère	Page 39
Figure 5 : Distribution des salaires horaires féminins perçus en 1997, selon la durée de travail hebdomadaire habituelle.....	Page 40
Figure 6 : Elasticités individuelles du recours, de la participation et des heures de travail au salaire et aux dépenses de garde	Page 41
Tableau 1 : Restriction du champ et représentativité de l'étude.....	Page 42
Tableau 2 : Dépenses de garde hors du domicile parental, en moyenne annuelle	Page 43
Tableau 3 : Répartition des femmes selon leurs heures de travail par semaine	Page 43
Tableau 4 : Les variables introduites dans le modèle.....	Page 44
Tableau 5 : Ressources nettes du ménage et impact des principaux dispositifs (en 1997): quelques cas-types.....	Page 45
Tableau 6 : Estimation du modèle sur les deux champs considérés.....	Pages 46 & 47
Tableau 7 : Fit du modèle estimé sur le champ complet (couples avec enfants de moins de 7 ans).....	Page 48
Tableau 8 : Elasticités et impact du salaire minimum.....	Page 48
Tableau 9 : Principaux indicateurs pour des réformes de politique économique simulées	Page 49
Tableau 10 : Matrices de transition	Pages 50 & 51
Tableau de l'Annexe :	
Tableau A1.1 : Dépenses à la charge des ménages et prises en charge par l'Etat et les collectivités locales.....	Page 52

Figure 1 : Heures hebdomadaires de travail des femmes salariées



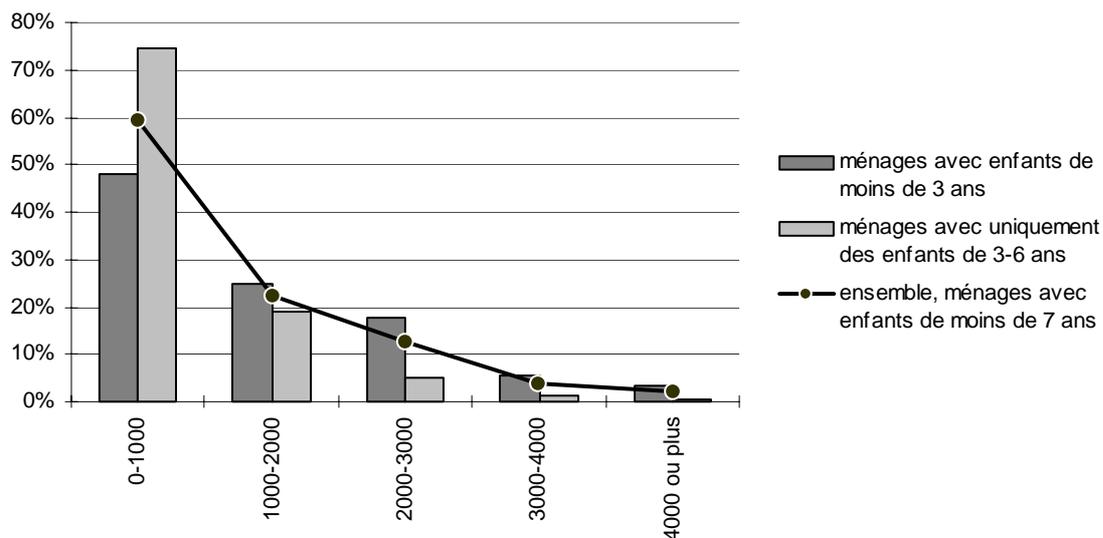
Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, et hors ménages recourant principalement à un employé à domicile
 Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Figure 2 : Recours à une aide rémunérée hors domicile pour faire garder ses enfants en 1997, selon l'activité professionnelle, le diplôme de la femme et le niveau de vie des ménages



Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, et hors ménages recourant principalement à un employé à domicile
 Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Figure 3 : Distribution des dépenses annuelles* en garde d'enfants hors du domicile parental

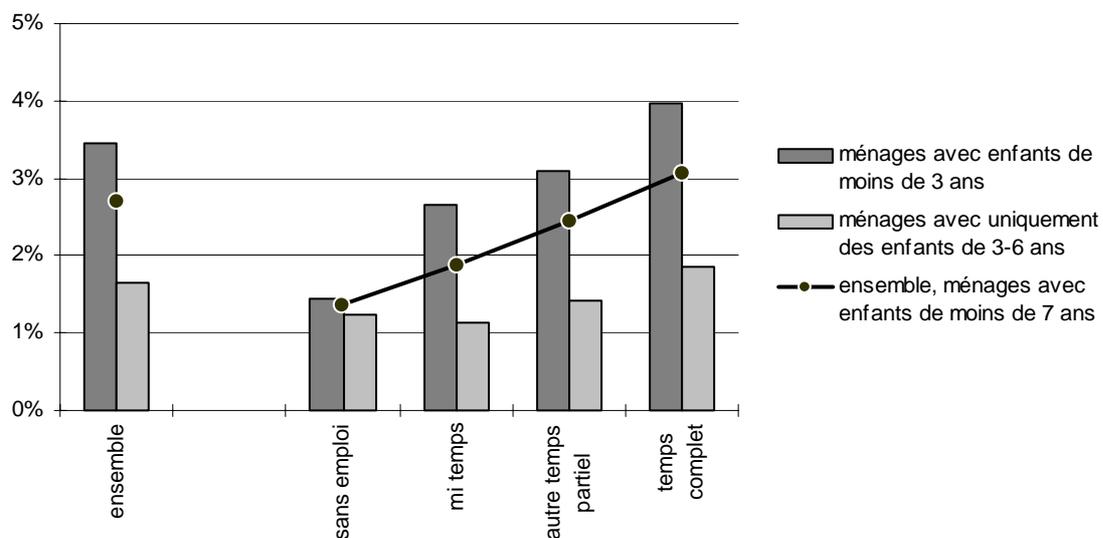


* dépenses déclarées, après déduction de aides directement perçues (Afeama, Aged ...) mais avant déduction des avantages fiscaux

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, recourant à une garde hors domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Figure 4 : Part du revenu disponible des ménages consacrée aux dépenses* en garde d'enfants hors du domicile parental, selon l'activité professionnelle de la mère

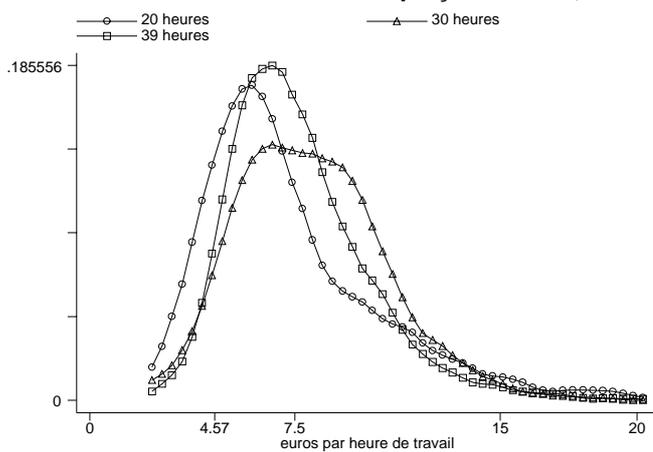


* il s'agit des dépenses moyennes restant à la charge des ménages, après déduction de l'ensemble des aides perçues, y compris avantages fiscaux, rapportées au revenu disponible moyen des ménages

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, recourant à une garde hors domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Figure 5 : Distribution des salaires horaires féminins perçus en 1997, selon la durée de travail hebdomadaire habituelle

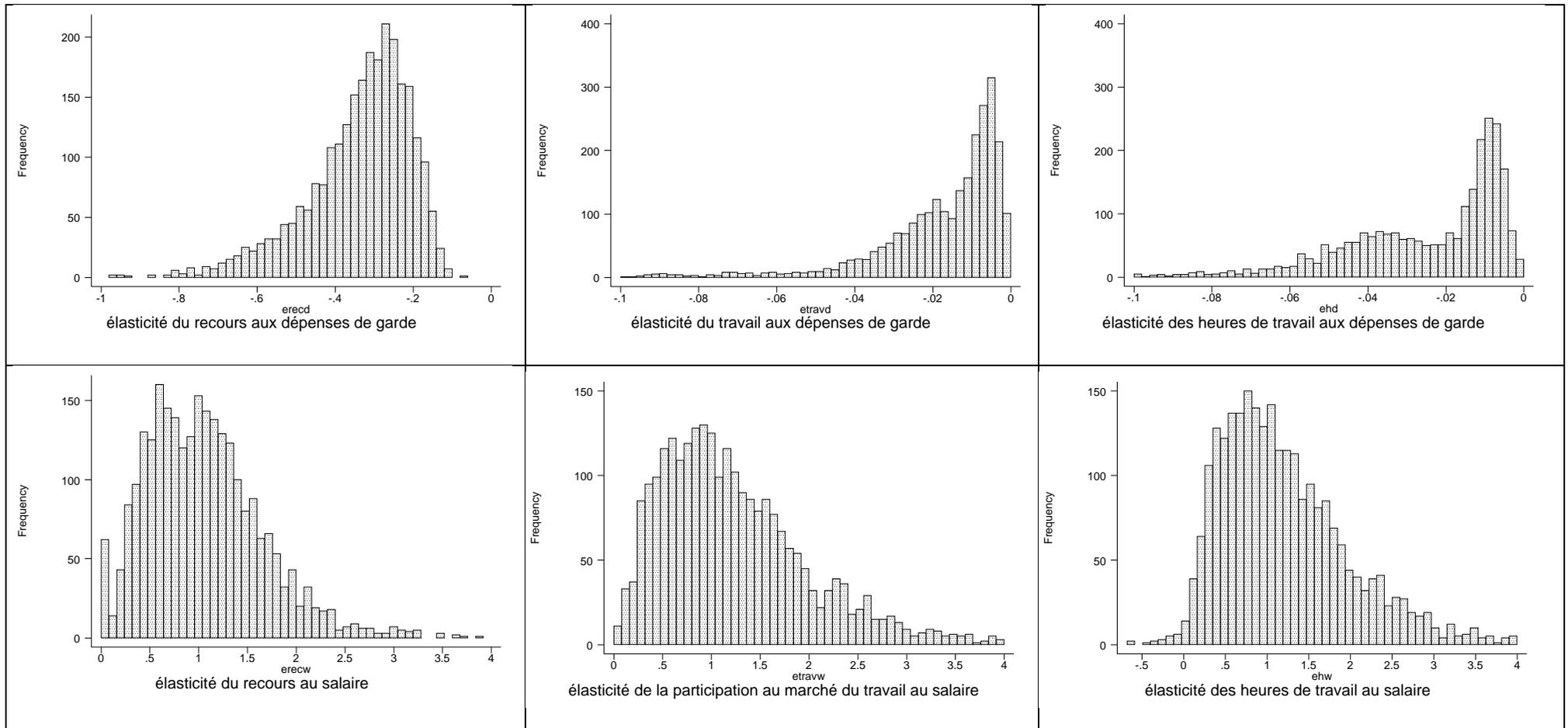


4,57 euros par heure de travail correspond ici au smic horaire retenu

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, et hors ménages recourant principalement à un employé à domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997

Figure 6 : Élasticités individuelles du recours, de la participation et des heures de travail au salaire et aux dépenses de garde



Note : L'élasticité du recours (respectivement, participation et heures de travail) au salaire rapporte la variation relative de la probabilité de recours à une garde payante (respectivement, probabilité d'être en emploi et espérance des heures travaillées) engendrée par la hausse des salaires horaires de 10% à cette variation des salaires. Ne disposant pas de la décomposition des dépenses globales des ménages en garde d'enfants entre prix par heure de garde et volume horaire de garde, on ne peut pas calculer de véritables élasticités au prix de la garde. On appelle ici élasticité du recours (respectivement, participation et heures de travail) aux dépenses de garde le rapport entre la variation relative de la probabilité de recours à une garde payante (respectivement, probabilité d'emploi et espérance des heures travaillées) engendrée par une hausse de 10% des dépenses globales de garde à cette variation relative des dépenses.

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, et hors ménages recourant principalement à un employé à domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Tableau 1 : Restriction du champ et représentativité de l'étude

	Couples avec enfants de moins de 7 ans	Restrictions successives				
		Hors indépendants	Hors professeurs et institutrices	Hors recours à domicile si c'est l'aide principale	Hors couples non mariés	Hors femmes salaire horaire < smic
Taille de l'échantillon	4 375	3 732	3 508	3 397	2 758	2 655
Activité professionnelle des mères (en %)						
Activité indépendante	5,4	///	///	///	///	///
Sans emploi effectif	46,0	48,3	50,2	51,3	51,9	54,2
mi-temps	9,8	10,0	8,0	7,9	7,9	6,8
Autre temps partiel	10,4	11,0	10,5	10,3	10,2	9,9
Temps complet	28,5	30,7	31,3	30,5	30,0	29,1
Diplôme de la mère						
< bac	59,2	61,3	64,9	66,9	66,0	65,7
Bac	15,1	15,0	15,6	15,6	15,9	16,0
Bac+2	14,9	14,1	13,0	12,2	12,6	12,8
Diplôme supérieur	10,7	9,6	6,5	5,3	5,6	5,6
Age moyen de fin des études (ans)	19,2	19,0	18,7	18,7	18,6	18,6
Nombre et âge des enfants						
Nombre moyen d'enfants de moins de 3 ans	0,53	0,54	0,54	0,55	0,53	0,53
Nombre moyen d'enfants de 3 à 6 ans	0,87	0,86	0,86	0,85	0,89	0,89
Age moyen de la femme (en années)						
	32,7	32,5	32,4	32,3	32,7	32,7
Niveau de vie moyen						
Revenu disponible par uc et par an (euros)	14 430	14 120	13 800	13 380	13 530	13 600
Aide payante principale déclarée*						
Taux de recours à une garde payante hors domicile (%)	24,2	24,9	24,0	24,8	24,3	24,1
Taux de recours à un salarié à domicile(%)	5,2	3,8	3,3	///	///	///
Dépenses annuelles moyennes si recours						
A une garde hors domicile	1 130	1 140	1 150	1 140	1 140	1 150
A un salarié à domicile	4 750	4 590	4 700	///	///	///

* aide pour laquelle les sommes déclarées au fisc sont les plus importantes

Champ : couples avec enfants de moins de 7 ans

Source : Insee-Dgi, enquête revenus fiscaux 1997

Tableau 2 : Dépenses de garde hors du domicile parental, en moyenne annuelle

En euros par an

	Avant déduction des avantages fiscaux			Après déduction des avantages fiscaux		
	ménages avec enfants de moins de 7 ans	dont, ménages avec		ménages avec enfants de moins de 7 ans	dont, ménages avec	
		des enfants de moins de 3 ans	des enfants de 3-6 ans uniquement		des enfants de moins de 3 ans	des enfants de 3-6 ans uniquement
Ensemble	1 138	1 441	720	947	1 217	574
Activité professionnelle de la mère						
Sans emploi	522	552	467	446	477	387
Mi temps	743	1 072	443	624	907	366
Autre temps partiel	1 018	1 281	614	886	1 130	513
Temps complet	1 308	1 668	823	1 074	1 392	645

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, recourant à une garde hors domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Tableau 3 : Répartition des femmes selon leurs heures de travail par semaine

En %

	ménages avec enfants de moins de 7 ans	ménages avec enfants de moins de 3 ans
Non recours à une garde payante		
Ne travaille pas	52,2	57,2
Mi temps	5,1	3,5
80%	5,0	2,9
Temps complet	14,0	9,2
Total non recours	76,3	72,8
Recours à une garde payante		
Ne travaille pas	2,0	2,7
Mi temps	1,9	1,9
80%	5,0	5,9
Temps complet	14,7	16,7
Total recours	23,6	27,2
Ensemble	100,0	100,0

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, recourant à une garde hors domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Tableau 4 : Les variables introduites dans le modèle

Variables			Préférences		
	Salaire horaire β_w	Dépenses annuelles en garde d'enfants β_d	heures de travail β_h	recours β_f	recours croisé avec les heures β_{f20} , β_{f30} et β_{f39}
Caractéristiques des femmes					
Diplôme ou âge de fin des études	« Effet qualification »				
Age de la femme, ou expérience	« Effet ancienneté »		« Effet ancienneté »		
Heures de travail de la femme		« Effet volume » indicatrice du temps de travail, indicatrices croisées avec le nombre d'enfants de moins de 3 ans			
nationalité de la femme			Indicatrice femme étrangère		
Caractéristiques des ménages					
Lieu de résidence	« secteur d'activité, taille entreprise ... » résidence en région parisienne ou en province	« Effet prix » résidence en région parisienne ou en province		« Offre locale de services de garde » Différenciation urbain/rural	
Département de naissance / département de résidence		« Proximité des parents »			
Enfants		« effet volume de garde nombre d'enfants de moins de 3 ans, croisé avec les heures de travail	Nombre d'enfants de moins de 3 ans, de 3 à 6 ans, nombre d'enfants plus grands Indicatrice naissance d'un enfant en 1997		Nombre d'enfants de moins de 3 ans
Caractéristiques des conjoints					
Salaire annuel du mari		« Effet revenu et barèmes »			
Heures de travail hebdomadaires >= 45 heures			« Substitution » des heures de travail dans le couple		
Diplôme de l'homme				« milieu social »	
Environnement économique et offre de services, par département					
Taux de chômage			« conjoncture »		
Taux d'équipement		Effet prix et offre de service		Effet « offre de services »	

Tableau 5 : Ressources nettes du ménage et impact des principaux dispositifs (en 1997): quelques cas-types.

En francs par mois

Cas-type n°	Enfants de moins de 3 ans/ de trois à 6 ans/de plus de 7 ans	Salaire horaire de la femme	Salaire mensuel du mari	Dépenses mensuelles de garde	Heures hebdomadaires	Ressources nettes mensuelles*	Avantage procuré par la réduction d'impôt**	APE	Allocation différentielle RMI***
1	1/0/0	30	0	0	0	4325	0	0	3841
					20	4325	0	0	1241
					30	4384	0	0	0
					39	5554	0	0	0
2	1/1/0	40	10000	1000	0	12681	0	3006	0
					20	15041	250	1988	0
					30	16158	250	1503	0
					39	16582	250	0	0
3	1/1/0	40	8000	1500	0	9181	0	3006	0
					20	11629	0	1988	0
					30	12878	210	1503	0
					39	13419	361	0	0
4	0/2/2	30	3500	0	0	6969	0	0	626
					20	8942	0	0	0
					30	10242	0	0	0
					39	11412	0	0	0
5	1/1/0	40	20000	3000	0	19623	0	3006	0
					20	22096	625	1988	0
					30	23047	625	1503	0
					39	22834	625	0	0
6	2/1/1	50	20000	4000	0	21030	0	3006	0
					20	24725	707	1988	0
					30	26407	871	1503	0
					39	26773	937	0	0

* Après impôts, transferts et dépenses de garde

** L'avantage est égal à la différence des impôts acquittés avec et sans la réduction d'impôt. Cet avantage est toujours inférieur ou égal au montant maximal de la déduction d'impôt (25 % de la dépense plafonnée à 15 000 francs par an et par enfant).

*** Différence entre le plafond du RMI et les autres ressources

Tableau 6 : Estimation du modèle sur les deux champs considérés

	Champ : ménages avec enfants de				
	moins de 7 ans		moins de 3 ans		
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type	
Préférences pour le travail : β_h					
Constante	0,392	0,082	0,002	0,138	
Nombre d'enfants					
De moins de 3 ans	-0,207	0,026	//	//	
De 3 à 6 ans	-0,165	0,022	-0,170	0,042	
7 ans ou plus	-0,133	0,016	-0,196	0,046	
Présence d'enfants nés en 1997	0,083	0,027	0,019	0,031	
Age de la femme	0,004	0,002	0,014	0,005	
Le conjoint travaille 45 heures par semaine ou plus	-0,046	0,020	-0,090	0,041	
Taux de chômage du département de résidence	-0,014	0,003	-0,022	0,006	
Nationalité étrangère	-0,151	0,029	-0,185	0,060	
Préférences pour le recours à une garde payante : β_f					
Constante	-1,963	0,501	-2,202	0,830	
Diplôme de l'homme					
< bac	référence		référence		
Bac	0,336	0,120	0,407	0,201	
Bac+2	0,697	0,149	0,967	0,266	
Diplôme du supérieur	0,416	0,157	0,532	0,298	
Taux d'équipement en structures d'accueil	1,012	0,478	0,609	0,847	
Lieu de résidence					
Rural	référence		référence		
Périurbain non polarisé	0,304	0,176	-0,378	0,402	
Périurbain polarisé	0,128	0,126	0,061	0,216	
Urbain	0,257	0,104	0,328	0,188	
Indicatrice région parisienne	0,356	0,128	0,441	0,258	
Termes croisés du recours et des heures : β_{fh}					
β_{f20} :	Constante	0,041	0,012	0,090	0,030
	Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0,029	0,008	//	//
β_{f30} :	Constante	0,044	0,010	0,092	0,025
	Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0,028	0,005	//	//
β_{f39} :	Constante	0,041	0,010	0,080	0,022
	Nombre d'enfants de moins de 3 ans	0,024	0,004	//	//
Autres coefficients de l'utilité					
β_{yy}		-0,011	0,002	-0,009	0,004
β_{yh}		-0,002	0,002	-0,004	0,003
β_{hh}		-0,002	0,000	-0,002	0,001

Suite du Tableau 6 : Estimation du modèle sur les deux champs considérés

	Champ : ménages avec enfants de			
	moins de 7 ans		moins de 3 ans	
	Coefficient	Ecart-type	Coefficient	Ecart-type
Equation de salaire				
Constante	0,615	0,286	0,707	0,546
Qualification de la femme				
Âge de fin des études	0,220	0,026	0,203	0,057
Âge de fin des études au carré	-4,249	0,621	-3,619	1,471
Expérience potentielle (âge -âge de fin des études)	0,051	0,006	0,060	0,013
Expérience potentielle au carré	-0,848	0,194	-1,420	0,464
Diplôme de la femme				
< Bac	référence		Référence	
Bac	0,119	0,024	0,137	0,035
Bac+2	0,250	0,029	0,172	0,043
Diplôme supérieur	0,397	0,040	0,366	0,065
Lieu de résidence				
Province	référence		référence	
Région parisienne	0,130	0,023	0,152	0,032
Equation de dépenses				
Constante	11,557	0,541	11,039	0,598
Temps de travail				
20 heures	-1,076	0,378	-0,550	0,478
30 heures	-1,519	0,351	-0,363	0,363
39 heures	-1,421	0,373	-0,640	0,497
Temps de travail croisé avec le nombre d'enfants de moins de 3 ans				
20 heures	0,496	0,478	//	//
30 heures	0,861	0,295	//	//
39 heures	0,604	0,253	//	//
Nombre d'enfants de moins de trois ans	-0,310	0,207	-0,654	0,365
Revenus du conjoint (en milliers de francs)	-0,880	0,278	0,200	0,115
Revenus au carré (en milliers de francs au carré)	0,229	0,080	-2,382	0,727
Taux d'équipement du département	-1,996	0,519	0,359	0,192
Indicatrice région parisienne	0,294	0,146	0,047	0,133
Deux enfants ou plus de moins de 7 ans, et la femme est née dans le département dans lequel le couple réside actuellement	0,121	0,097	-0,654	0,365
Ecart-types des résidus				
Salaires	0,268	0,006	0,257	0,010
Recours	0,884	0,182	1,06	0,306
Dépenses	1,336	0,102	1,30	0,123
Heures	0,245	0,022	0,32	0,058
Corrélations des résidus				
Salaire-recours	0,099	0,053	0,013	0,089
Salaire-dépenses	0,005	0,044	-0,013	0,065
Salaire-heures	-0,132	0,052	-0,172	0,085
Recours-dépenses	-0,664	0,081	-0,663	0,099
Recours-heures	-0,438	0,094	-0,617	0,126
Dépenses-heures	0,384	0,074	0,327	0,115
Statistiques				
-Log vraisemblance	4248,48		1958,56	
Nombre d'observations	2655		1296	
-Log -vraisemblance moyenne	1,600		1,511	

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, et hors ménages recourant principalement à un employé à domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Tableau 7: Fit du modèle estimé sur le champ complet (couples avec enfants de moins de 7 ans)

	Recours à une garde payante	Emploi total féminin	Emploi à 50%	Emploi à 80%	Plein temps
Ensemble des couples avec enfants de moins de 7 ans					
Observées (%)	23,6	45,8	7,0	10,0	28,7
Simulées (%)	24,2	46,7	8,9	8,9	28,9
Couples avec enfants de moins de 3 ans					
observées	27,2	40,1	5,6	7,8	25,9
simulées	27,4	41,6	7,5	9,3	24,8

Tableau 8 : Elasticités et impact du salaire minimum

	Ensemble des couples avec enfants de moins de 7ans	Avec au moins un enfant de moins de 3 ans (modèle estimé sur les couples avec enfants de moins de 7 ans)
Elasticité du recours à une garde payante		
Aux dépenses de garde avant impôt	-0,29	-0,31
Au salaire*	0,70	0,77
Au salaire, SMIC indexé**	0,33	0,35
Elasticité de l'emploi		
Aux dépenses de garde avant impôt	-0,01	-0,01
Au salaire	0,80	0,91
Au salaire, SMIC indexé**	0,30	0,33
Elasticité des heures de travail		
Aux dépenses de garde avant impôt	-0,01	-0,02
Au salaire	1,05	1,20
Au salaire, SMIC indexé**	0,26	0,29
<i>Nombre d'observations</i>	<i>2655</i>	<i>1296</i>

* : Calculée en augmentant tous les salaires de 10 % sans modification du niveau du SMIC.

** : Calculée en augmentant tous les salaires de 10 %, avec hausse du SMIC de 10 %.

Note : L'élasticité du recours (respectivement, de l'emploi et des heures de travail) au salaire rapporte la variation relative de la part des ménages recourant à une garde payante (respectivement, de la part des femmes employées et du nombre d'heures travaillées en moyenne) engendrée par la hausse des salaires horaires de 10% à cette variation des salaires. Ne disposant pas de la décomposition des dépenses globales des ménages en garde d'enfants entre prix par heure de garde et volume horaire de garde, on ne peut pas calculer ici de véritables élasticités au prix de la garde. On appelle ici élasticité aux dépenses de garde le rapport entre la variation relative d'une grandeur engendrée par une hausse uniforme de 10% des dépenses, à cette variation relative des dépenses.

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, et hors ménages recourant principalement à un employé à domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Tableau 9: Principaux indicateurs pour des réformes de politique économique simulées

(Variation en points par rapport aux probabilités simulées avant réforme)

Variante simulée	Recours à une garde payante	Emploi total féminin	Emploi à 50%	Emploi à 80%	Plein temps
Champ complet					
Hausse des salaires féminins de 10%, sans hausse du SMIC	1,7	3,8	0,9	0,8	2,1
Hausse des salaires féminins de 10%, hausse du SMIC de 10%	0,8	1,4	0,5	0,4	0,5
Hausse des dépenses de 10%	-0,7	0,0	0,0	0,0	0,0
Suppression de la Réduction d'Impôt	-1,3	-0,1	0,1	-0,1	-0,1
Doublement des dépenses de garde	-5,5	-0,3	0,3	-0,2	-0,4
Suppression des Ape rang 2 et 3	1,4	2,5	0,7	-1,1	2,9
Suppression de l'Ape de rang 2	1,1	1,8	0,4	-1,0	2,3
Suppression des Ape temps partiel	0,0	-2,2	-3,3	-1,8	2,9
Extension de l'APE aux familles avec un seul enfant	-0,6	-0,8	-0,1	1,0	-1,6
Couples avec enfants de moins de trois ans					
Hausse des salaires féminins de 10%, sans hausse du SMIC	2,1	3,8	0,9	0,9	2,1
Hausse des salaires féminins de 10%, hausse du SMIC de 10%	0,9	1,4	0,5	0,4	0,5
Hausse des dépenses de 10%	-0,8	-0,1	0,1	-0,1	0,0
Suppression de la Réduction d'Impôt	-1,4	-0,1	0,2	-0,1	-0,1
Doublement des dépenses de garde	-6,5	-0,4	0,5	-0,5	-0,5
Suppression des Ape rang 2 et 3	2,4	4,0	1,1	-1,7	4,5
Suppression de l'Ape de rang 2	1,8	2,8	0,7	-1,4	3,5
Suppression des Ape temps partiel	-0,1	-3,2	-4,8	-2,9	4,5
Extension de l'APE aux familles avec un seul enfant	-0,9	-1,2	-0,2	1,4	-2,5

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 7 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, et hors ménages recourant principalement à un employé à domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Tableau 10 : Matrices de transition

(Les notations sont celles du modèle du texte :

h = volume d'activité féminin ; f = 1 : recours à un modèle de garde formel ; f = 0 : pas de recours)

Pour les ménages avec enfants de moins de 7 ans

Hausse des salaires féminins de 10%, sans hausse du SMIC

Les individus des états (h, f) (en ligne) vont vers les états...

	(0,0)	(20,0)	(30,0)	(39,0)	(0,1)	(20,1)	(30,1)	(39,1)	Total
(0,0)	92,7	2,4	0,4	1,8	0,0	0,8	0,4	1,3	100,0
(20,0)	0,0	90,6	6,2	0,0	0,0	0,1	2,9	0,2	100,0
(30,0)	0,0	0,2	91,4	6,1	0,0	0,0	0,2	2,1	100,0
(39,0)	0,0	0,0	0,2	99,0	0,0	0,0	0,0	0,8	100,0
(0,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	96,8	2,3	0,3	0,5	100,0
(20,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	89,3	10,7	0,0	100,0
(30,1)	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	94,7	5,1	100,0
(39,1)	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,4	99,6	100,0

Hausse des salaires féminins de 10%, hausse du SMIC de 10 %

Les individus des états (h, f) (en ligne) vont vers les états...

	(0,0)	(20,0)	(30,0)	(39,0)	(0,1)	(20,1)	(30,1)	(39,1)	Total
(0,0)	97,4	1,8	0,0	0,0	0,0	0,7	0,1	0,0	100,0
(20,0)	0,0	90,7	6,2	0,0	0,0	0,1	2,9	0,2	100,0
(30,0)	0,0	0,2	91,4	6,1	0,0	0,0	0,2	2,1	100,0
(39,0)	0,0	0,0	0,2	99,0	0,0	0,0	0,0	0,7	100,0
(0,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	98,0	2,0	0,0	0,0	100,0
(20,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	89,4	10,6	0,0	100,0
(30,1)	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,1	94,7	5,1	100,0
(39,1)	0,0	0,0	0,1	0,0	0,0	0,0	0,4	99,5	100,0

Hausse des dépenses de 10%

Les individus des états (h,f) (en ligne) vont vers les états...

	(0,0)	(20,0)	(30,0)	(39,0)	(0,1)	(20,1)	(30,1)	(39,1)	Total
(0,0)	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(20,0)	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(30,0)	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(39,0)	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(0,1)	4,0	0,0	0,0	0,0	95,9	0,1	0,0	0,0	100,0
(20,1)	1,6	0,8	0,0	0,0	0,0	96,6	1,0	0,0	100,0
(30,1)	0,1	1,6	0,7	0,0	0,0	0,0	97,0	0,6	100,0
(39,1)	0,0	0,0	0,4	2,3	0,0	0,0	0,0	97,2	100,0

Doublement des dépenses de garde avant réduction d'impôt

Les individus des états (h,f) (en ligne) vont vers les états...

	(0,0)	(20,0)	(30,0)	(39,0)	(0,1)	(20,1)	(30,1)	(39,1)	Total
(0,0)	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(20,0)	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(30,0)	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(39,0)	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(0,1)	29,3	0,0	0,0	0,0	70,0	0,8	0,0	0,0	100,0
(20,1)	12,9	6,7	0,0	0,0	0,0	74,8	5,6	0,0	100,0
(30,1)	0,5	13,2	5,7	0,0	0,0	0,1	76,8	3,7	100,0
(39,1)	0,0	0,3	3,5	18,7	0,0	0,0	0,0	77,5	100,0

Suppression de la réduction d'impôts pour frais de garde des enfants de moins de 7 ans hors du domicile des parents

Les individus des états (h,f) (en ligne) vont vers les états...

	(0,0)	(20,0)	(30,0)	(39,0)	(0,1)	(20,1)	(30,1)	(39,1)	Total
(0,0)	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(20,0)	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(30,0)	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(39,0)	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(0,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(20,1)	3,6	2,1	0,0	0,0	0,2	92,4	1,7	0,0	100,0
(30,1)	0,1	3,8	1,6	0,0	0,0	0,4	93,2	1,0	100,0
(39,1)	0,0	0,1	1,0	5,2	0,0	0,0	0,1	93,7	100,0

Pour les couples avec enfants de moins de 3 ans

Suppression de l'Ape

Les individus des états (h,f) (en ligne) vont vers les états...

	(0,0)	(20,0)	(30,0)	(39,0)	(0,1)	(20,1)	(30,1)	(39,1)	Total
(0,0)	92,9	4,4	0,0	0,0	0,0	2,0	0,7	0,0	100,0
(20,0)	1,0	66,0	21,0	0,0	0,0	0,0	6,9	5,0	100,0
(30,0)	0,1	0,1	40,1	45,8	0,0	0,0	0,0	13,8	100,0
(39,0)	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(0,1)	2,3	0,0	0,0	0,0	92,8	4,9	0,0	0,0	100,0
(20,1)	0,3	0,1	0,0	0,0	0,1	66,3	33,1	0,1	100,0
(30,1)	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	62,0	37,7	100,0
(39,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	100,0

Suppression de l'Ape de rang 2, femmes éligibles uniquement

Les individus des états (h,f) (en ligne) vont vers les états...

	(0,0)	(20,0)	(30,0)	(39,0)	(0,1)	(20,1)	(30,1)	(39,1)	Total
(0,0)	89,0	6,5	0,0	0,0	0,0	3,3	1,2	0,0	100,0
(20,0)	0,8	55,8	27,0	0,0	0,0	0,0	9,4	7,0	100,0
(30,0)	0,1	0,1	26,6	55,2	0,0	0,0	0,0	18,0	100,0
(39,0)	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(0,1)	2,8	0,0	0,0	0,0	89,3	7,8	0,0	0,0	100,0
(20,1)	0,4	0,0	0,0	0,0	0,2	48,1	51,1	0,2	100,0
(30,1)	0,2	0,0	0,0	0,0	0,0	0,1	47,9	51,8	100,0
(39,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	100,0

Suppression de l'Ape temps partiel long

Les individus des états (h,f) (en ligne) vont vers les états...

	(0,0)	(20,0)	(30,0)	(39,0)	(0,1)	(20,1)	(30,1)	(39,1)	Total
(0,0)	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(20,0)	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(30,0)	0,0	40,0	18,0	34,0	0,0	0,0	0,0	8,0	100,0
(39,0)	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(0,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	0,0	100,0
(20,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	0,0	0,0	100,0
(30,1)	0,2	10,9	0,0	0,0	0,0	23,3	34,0	31,6	100,0
(39,1)	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0	100,0	100,0

Champ : couples mariés avec enfants de moins de 3 ans, hors indépendant, professeur ou institutrice, et hors ménages recourant principalement à un employé à domicile

Source : Insee et Dgi, enquête Revenus fiscaux 1997.

Tableau A1.1 : Dépenses à la charge des ménages et prises en charge par l'Etat et les collectivités locales
 Cas type pour une famille avec 1 enfant de 1 an, garde à temps complet, soit 20 jours par mois

Type d'accueil	Décomposition du coût	Revenu imposable du ménage	
		833 €/ mois soit 10 000 € annuel (environ 1 SMIC)	2 416 €/ mois soit 29 000 € annuel (environ 3 SMIC)
Crèche collective	Coût total moyen	1 160 €	1 160 €
	Famille = taux d'effort 12%	87 €	250 €
	(- réduction d'impôt)	(non imposable)	(- 48 €)
	coût net pour la famille	87 €	202 €
Assistante maternelle	Collectivités locales + Caf	1 073 €	910 €
	Coût total (ex. 2,5 smic horaire par jour)	596 €	596 €
	AFEAMA		
	cotisations	198 €	198 €
Garde à domicile	complément	196 €	128 €
	Famille	202 €	270 €
	(- réduction d'impôt)	(non imposable)	(- 48 €)
	coût net pour la famille	202 €	222 €
Garde à domicile	Coût total		1562 €
	SMIC net		868 €
	Cotisations sociales	impossible à ce	694 €
	AGED	niveau de revenu	520 €
	Famille		1 042 €
	(- réduction d'impôt)		(- 286 €)
coût net pour la famille		756 €	

Source : Cnaf, chiffrage 2001, rapport de Frédérique Leprince pour le Haut Conseil à la Population et à la Famille

