

Offre de travail des mères et garde des jeunes enfants par les pères

Anne Bustreel

Version provisoire

Résumé

Depuis le début des années 1970, dans la plupart des pays industrialisés, le temps consacré par les pères aux enfants progresse alors que la participation des mères au marché du travail s'est considérablement accrue. Plus particulièrement dans le cas de la France, une enquête récente de la DREES sur les modes de garde des jeunes enfants (incluant l'emploi du temps des enfants) montre que 75% des pères gardent leurs enfants à un moment donné lorsque la mère est active alors que ce chiffre atteint seulement 25% lorsqu'elle ne travaille pas. Ces données empiriques suggèrent une relation étroite entre la décision d'activité de la mère et celle du père de consacrer du temps à ses enfants. Ces deux décisions sont conjointement déterminées : d'une part, elles résultent d'un même processus d'allocation du temps et d'autre part, elles subissent sans doute la forte influence d'un ensemble commun de variables inobservées, les rôles sociaux de sexe. Or, dans les modèles d'allocation du temps intégrant les temps consacrés aux enfants, le père n'est pas considéré comme un mode de garde potentiel. Le premier objectif de ce papier est donc de développer un modèle (unitaire) d'allocation du temps intégrant les temps de garde, de travail et de loisir des deux parents. Le second objectif est empirique : un modèle probit bivarié estime les probabilités que le père garde ses enfants et que la mère travaille. Les premiers résultats montrent une forte corrélation entre les deux décisions.

Mots-clés : offre de travail, allocation du temps, modes de garde

JEL : J22

Coordonnées

Anne BUSTREEL

Faculté des sciences économiques et sociales

Bâtiment SH2

Cité scientifique

59655 VILLENEUVE D'ASCQ

Tél. : 03 20 43 45 96

Mél : Anne.Bustreel@univ-lille1.fr

1. Introduction

La progression de l'activité professionnelle des mères est un des changements majeurs qu'a connu le marché du travail depuis quarante ans mais aussi leur décision d'activité reste contrainte par des facteurs spécifiques au sein desquels l'âge et le nombre des enfants, mais l'état du marché des services de garde d'enfants jouent un rôle déterminant. Les travaux examinant les liens complexes entre les décisions d'activité des mères et les choix de modes de garde laissent souvent dans l'ombre le rôle des pères, en partie à juste titre puisque les mères supportent une part importante des ajustements professionnels et domestiques consécutifs à une naissance. D'une part, les pères n'interrompent ou ne réduisent qu'exceptionnellement leur activité professionnelle pour s'occuper des enfants. En France, après une naissance, 54% des femmes quittent leur emploi contre seulement 7% des hommes, 22% des femmes réduisent leur temps de travail contre seulement 6% des hommes (Pailhé et Solaz, 2006). Et les pères ne représentent que 2% des bénéficiaires du congé parental (Boyer 2004). D'autre part, la participation paternelle aux activités parentales reste très inférieure à celle des femmes. D'après Algava (2002), les hommes passent deux fois moins de temps que les femmes aux activités domestiques mais trois fois moins à s'occuper exclusivement des enfants : ce sont généralement les femmes qui se trouvent au bout du compte « disponibles » pour s'adapter aux rythmes des enfants.

Néanmoins une partie des ajustements professionnels et domestiques concerne également les pères. Après une naissance, 30% d'entre eux, et seulement 7% des mères, changent d'horaires de travail sans changer de durée du travail (Pailhé et al. 2006). Et même si la majorité des couples conserve une organisation domestique fortement centrée sur la mère, certains adoptent des arrangements impliquant davantage le père. En effet, les pères de très jeunes enfants prennent en charge les autres enfants de la famille pour des temps non négligeables (Bauer 2006). D'après Bauer (2007), 43% des couples avec enfant(s) adoptent une organisation dans laquelle la mère n'a pas de rôle essentiel ou exclusif¹. De plus, l'adoption de ces modes d'organisation moins inégalitaires paraît surtout liée à l'activité professionnelle de la mère, la répartition des tâches domestiques et parentales demeurant très déséquilibrée quand seul le père travaille. Ce que l'on observe ici dans le cas de la France participe d'une tendance à l'augmentation des temps consacrés aux enfants, par les mères, mais surtout par les pères, relevée dans plusieurs pays industrialisés (Bianchi 2000 pour les Etats-Unis, Bitmann 1999 pour l'Australie). À partir de données d'emplois du temps issues de 16 pays développés, Gauthier et al. (2004) constatent que, dans les années 1960, 51% des pères travaillant à temps plein déclaraient consacrer du temps à leurs enfants² contre 72% dans les années 1990 et cela, dans un contexte de progression de l'activité féminine.

Au total, la présence de jeunes enfants ne produit guère d'effet sur la participation des pères au marché du travail mais semble en exercer davantage sur leur implication dans la sphère domestique, particulièrement lorsque la mère travaille. Dans ces conditions, analyser la décision d'activité de la mère comme si elle était indépendante des choix du père, et en particulier de son investissement temporel dans la garde des enfants, obstacle majeur à l'activité féminine, est une simplification commode mais peut-être en passe de devenir de

¹ 30% des couples avec enfants ont une répartition équilibrée des tâches liées aux enfants et 13% ont adopté une organisation dans laquelle le père assume une part essentielle de la charge domestique et éducative.

² La définition du temps consacré aux enfants peut varier d'une étude à l'autre. Dans celle-ci, il s'agit d'activités impliquant une interaction directe (leur faire la lecture, les mettre au lit, jouer avec eux, assurer leurs soins personnels y compris les soins de santé).

moins en moins réaliste. Dans les analyses théoriques de l'offre de travail des mères, le père n'est pas considéré comme un mode de garde potentiel et les analyses de l'implication du père dans la garde des enfants, plutôt sociologiques, y voient un effet de la décision d'activité de la mère.

Cette simplification est susceptible de biaiser la compréhension des deux décisions alors que la répartition asymétrique des activités domestiques et professionnelles a des conséquences négatives, directes et indirectes³, sur les niveaux de bien-être atteints par les femmes mais aussi par les enfants, qui font l'objet de préoccupations croissantes. C'est d'ailleurs en partie pour réduire ces inégalités que les pays européens souhaitent encourager les pères à recourir plus souvent aux congés parentaux (Morgan 2006). D'autre part, les mères de jeunes enfants sont une des principales réserves de main d'œuvre des pays européens, qui de ce fait souhaitent les inciter à participer davantage au marché du travail. Mais sur quels leviers faut-il agir pour améliorer l'implication paternelle et limiter l'inactivité féminine ?

Cet article poursuit deux objectifs profondément liés. Il se propose, tout d'abord, de réexaminer la relation entre la décision d'activité féminine et l'implication masculine dans les activités domestiques dans le cas, particulièrement crucial, des parents de jeunes enfants. Comment la décision d'activité de la mère est-elle liée à l'implication du père dans la garde des enfants ? L'article se propose ensuite d'identifier certains facteurs capables d'expliquer pourquoi certains pères s'impliquent dans la garde de leurs enfants alors qu'une majorité d'entre eux ne le fait pas.

L'analyse des relations entre les arrangements de garde et les choix d'activité est une question relativement récente dans la littérature, sociologique et économique. D'un point de vue théorique, le père n'apparaît pas comme un mode de garde potentiel, tout particulièrement dans la littérature économique qui s'intéresse pourtant de plus en plus à l'allocation des temps parentaux. La section 3 propose alors un modèle intégrant explicitement les temps de garde et les temps de travail des parents. Une analyse empirique de ce modèle est présentée dans la section 4 dont les résultats sont commentés dans la section 5.

2. Revue de la littérature

Dans toute une partie de la littérature sociologique sur l'implication du père dans la garde des enfants, la causalité est plutôt univoque et tend à expliquer l'implication du père par l'activité de la mère. L'hypothèse de « disponibilité temporelle » (Coverman 1985) insiste sur la pression exercée par les « demandes » faites aux pères : ceux-ci ne s'impliquent que dans la mesure où d'une part, une pression est exercée sur eux et d'autre part, ils peuvent répondre à cette pression. Des facteurs exogènes accroissant la « disponibilité » du père comme le fait d'avoir des horaires de travail différents de ceux de son conjoint (Presser 1989, Brayfield 1995) ou des situations de récession économique amenant du chômage et/ou une baisse du revenu (Casper and O'Connell 1998, Pailhé and Solaz 2007) s'accompagneraient d'une augmentation de l'implication du père. Si l'on suit l'hypothèse de disponibilité temporelle, le père doit s'impliquer davantage dans la garde des enfants si la mère travaille

³ Plus la répartition des temps de travail domestique et professionnel est asymétrique, plus la répartition intra-familiale des ressources désavantage les femmes, mais aussi les enfants (réfs). Il est probable que les inégalités en terme de bien-être sont accentuées par les divorces comme en témoigne le taux de pauvreté des familles monoparentales dirigées par des femmes (réfs).

et si sa propre activité professionnelle lui permet de répondre à la pression exercée. L'implication du père dans la garde des enfants est alors une conséquence des choix d'activité, qui ont eux-mêmes d'autres facteurs explicatifs. La relation causale inverse, qui consisterait à examiner si les femmes participent plus fréquemment au marché du travail parce que leur conjoint s'implique davantage est rarement évoquée.

Chez les économistes, l'analyse des relations entre l'offre de travail des mères et les arrangements de garde fait l'objet d'un intérêt croissant depuis la fin des années 1980 aux Etats-Unis, intérêt qui a gagné les pays européens dans une période plus récente⁴. Cependant les modèles standards d'offre de travail des mères n'intègrent généralement pas les décisions du père. L'analyse théorique de la décision d'activité de la mère et des choix des modes de garde repose sur des modèles d'offre de travail individuels faisant apparaître la « qualité » de l'enfant comme argument de la fonction d'utilité, ce qui permet d'introduire le temps consacré à l'enfant par sa mère ou par des intervenants rémunérés. À la contrainte budgétaire classique d'un modèle d'offre de travail s'ajoute la dépense en temps de garde rémunéré (Connelly 1992, Ribar 1992, 1995). Dans ces modèles, seule l'activité du père a une influence exogène sur l'offre de travail de la mère dans la mesure où le revenu salarial du conjoint est une composante du revenu non salarial de la mère. Le père n'est pas considéré comme un mode de garde potentiel et son temps de garde est supposé nul. Dans ces modèles, le salaire de la mère doit couvrir les frais de garde et permettre une consommation couvrant la désutilité liée à la perte de loisir. Par conséquent, une hausse du coût de la garde va accroître la probabilité que le taux de salaire potentiel soit inférieur au taux de salaire de réserve, ce qui réduit la participation de la mère au marché du travail.

Des extensions de ce modèle de base intégrant mieux le caractère collectif des décisions relatives à l'offre de travail et aux choix de modes de garde se sont orientées dans deux directions complémentaires en visant à intégrer d'une part, l'offre de travail du père et d'autre part, la possibilité d'une garde informelle. Par exemple, Blundell et al. (1999) et Parera-Nicolau et al. (2005) proposent un modèle d'offre de travail dans un ménage composé de deux personnes en intégrant le temps de garde de la mère ainsi que le temps de garde rémunéré mais les choix du père sont limités à un arbitrage entre activité et inactivité. Blau et Robins (1988) ainsi que Ribar (1995) proposent des variantes du modèle de base qui élargissent l'éventail des modes de garde potentiels en ajoutant la possibilité d'une garde informelle par un ami ou un membre de la famille (enfant plus âgé, grand-parent, conjoint,...). Par exemple, Ribar (1995), tout en conservant un modèle d'offre de travail individuel, ajoute à la contrainte de budget un coût explicite en terme de consommation marchande, supposé tenir compte des coûts indirects suscités par une garde informelle (comme le fait de loger une jeune fille au pair). À partir des conditions d'optimalité de ce modèle, il est possible d'écrire une expression du prix maximum de la garde informelle, appelé « coût marginal de réserve », qui représente le prix au-delà duquel les familles ne recourent plus à la garde informelle. Le recours à une garde informelle est alors d'autant plus probable que ce prix est élevé. Et ce dernier s'accroît lorsque la qualité de la garde informelle et l'utilité marginale de la qualité augmentent et décroît avec l'utilité marginale de la consommation. En transposant ce modèle au cas où ce serait le père qui tiendrait lieu de garde informelle, on pourrait assimiler son taux de salaire au coût explicite de la garde informelle. Dans ce cas, plus le taux du salaire du père augmente, plus il a de chance d'être

⁴ Les travaux sur données françaises, à partir de modèles individuels d'offre de travail, restent peu nombreux (Guillot 1996, 2004, Choné et al. 2004) et s'attachent à mesurer la sensibilité de l'offre de travail de la mère au coût de la garde.

supérieur au prix de réserve, plus la probabilité de recourir à une garde par le père diminue mais son offre de travail reste exogène.

Mais deux raisons majeures conduisent à penser qu'a priori, la décision d'activité de la mère et d'implication du père dans la garde des enfants sont prises simultanément et doivent être analysées comme telles.

Premièrement, les décisions d'activité et d'implication dans la garde des enfants relèvent toutes deux d'un même processus d'allocation du temps, au sein duquel domine l'interdépendance entre les temps consacrés aux activités rémunérées et non rémunérées, bien que les décisions dépendent de la nature des interactions entre les conjoints. Dans les modèles unitaires, à la Becker, ce sont les avantages comparatifs qui orientent la répartition des temps. Le conjoint ayant le taux de salaire le plus élevé tend à déléguer les activités non rémunérées à son partenaire. Dans les modèles de négociation coopératifs directement inspirés de la théorie des jeux, le rôle des avantages comparatifs est atténué par celui que jouent les « positions à la rupture » dans le processus de négociation de l'allocation des temps. Plus précisément, le fait d'avoir une activité professionnelle, c'est-à-dire d'avoir une relative autonomie marchande, donne à chaque conjoint un pouvoir de négociation en rendant crédible la menace d'une séparation en cas d'échec de la « négociation » sur la répartition des temps. Cependant, les modèles d'allocation du temps intégrant les temps consacrés aux enfants commencent seulement à être développés. Suivant cette voie, Hallberg et Klevmarken (2003) jettent les bases d'un modèle unitaire d'allocation du temps dans lequel les temps de garde des deux parents et leurs temps de travail apparaissent explicitement mais le modèle n'est pas développé jusqu'à son terme et les implications empiriques sont dérivées du modèle à un parent.

Il existe une deuxième raison de considérer les deux décisions comme endogènes : un certain nombre de variables, généralement inobservées, influencent simultanément l'implication du père dans la garde des enfants et la décision d'activité de la mère. En particulier, les rôles de sexe influencent les représentations des tâches considérées comme « féminines » ou « masculines » et jouent probablement sur le retrait du père des activités de maternage comme sur le retrait de la mère des activités professionnelles, particulièrement lorsque l'enfant est jeune. L'activité et l'ambition professionnelles sont supposées jouer un rôle plus structurant dans l'identité masculine que dans l'identité féminine (Hochschild 1997) et la pression normative à être un « bon parent » s'exerce davantage sur les femmes que sur les hommes. Plus le père est porteur de ce type de représentations des rôles de sexe et parentaux, moins il passe de temps avec ses enfants (Aldous et al. 1998). Akerlof et Kranton (2000) montrent que l'intégration de l'identité de genre dans les fonctions d'utilité permet d'expliquer une répartition asymétrique des activités entre des individus par ailleurs identiques.

3. Modèle théorique

La fonction d'utilité est supposée être « familiale » bien que cette hypothèse ait été sérieusement attaquée tant du point de vue de sa conformité au principe de l'individualisme méthodologique que de sa pertinence empirique. Dans le cas général, le modèle unitaire semble clairement rejeté mais ce diagnostic est plus discuté dans le cas des couples avec de jeunes enfants, l'hypothèse d'« income pooling » étant parfois validée pour ce sous-groupe démographique (Lundberg 1988, Davies and al. 2000). La présence de jeunes enfants pourrait en effet créer de fortes non séparabilités dans l'utilisation du temps. Le modèle s'inspire de

Parera-Nicolau et al. (2005). On suppose que l'utilité des parents dépend de la consommation de biens marchands autres que les services de garde (C), du développement ou de la « qualité » de l'enfant (Q) et des loisirs (L). Ils maximisent leur utilité sous une série de contraintes budgétaires et temporelles :

$$\max U = U(C, Q, L_M, L_P) \quad (1)$$

Les utilités marginales sont supposées positives et décroissantes.

Pour chaque parent, le temps total disponible se répartit entre le temps de travail (H_i), le temps de loisir (L_i) et le temps de garde (K_i), où $i=P, M$. P désigne le père et M, la mère. Ce temps de garde désigne du temps passé auprès de l'enfant. Par extension évidemment, cela suppose que les parents ne sont pas avec l'enfant durant leur temps de loisir.

$$T = L_M + K_M + H_M \quad (2)$$

$$T = L_P + K_P + H_P \quad (3)$$

Le développement de l'enfant dépend du temps de garde de chaque parent (K_P, K_M), du temps de garde rémunéré (F) et d'un ensemble d'autres facteurs (Z) :

$$Q = Q(K_P, K_M, F, Z) \quad (4)$$

On peut supposer que le temps passé avec chaque intervenant améliore le développement de l'enfant tout en présentant des rendements marginaux décroissants⁵. On peut noter que le temps passé auprès de l'enfant procure de l'utilité aux parents uniquement via son résultat, le développement de l'enfant. Ce choix, qui peut être considéré comme réducteur, semble être un compromis tenant raisonnablement compte de la diversité des activités qui peuvent être réalisées durant ce temps : des activités de loisir pur mais aussi des activités de travail.

La famille a une contrainte budgétaire classique :

$$\sum w_i H_i + Y = C + p_F F \Leftrightarrow C = \sum w_i H_i + Y - p_F F \quad (5)$$

Où w_i est le taux de salaire de i ($i=P, M$), Y est le revenu non salarial et p_F le coût d'une heure de garde.

La présence d'un jeune enfant ajoute une contrainte temporelle supplémentaire puisqu'il ne peut être laissé seul :

$$T = K_M + K_P + F \quad (6)$$

Il est évidemment possible que les deux parents soient présents. Pour conserver un modèle simple, le choix est fait de ne pas introduire de temps de garde conjoint mais de supposer que c'est la mère qui assure la supervision dans ce cas.

Pour comprendre les relations entre les incitations financières (les taux de salaires, le revenu et le coût de la garde rémunéré) et les décisions d'activité de la mère et de temps de garde du père, il faut résoudre le problème de maximisation de l'utilité. Il est possible de réécrire la maximisation de l'utilité de la façon suivante à partir d'une partie des contraintes :

$$\text{Max} U = U(H_P, H_M, K_P, F)$$

$$U \left[\underbrace{\sum w_i H_i + Y - p_F F}_C, \underbrace{K_P + F - H_M}_{L_M}, \underbrace{T - K_P - H_P}_{L_P}, Q(T - K_P - F, K_P, F) \right]$$

⁵ En particulier, l'étude des emplois du temps des parents montrent que les parents qui passent peu de temps avec leur enfant privilégient les temps d'interaction directe alors ceux qui passent beaucoup de temps avec lui effectuent toutes sortes d'autres activités domestiques en présence de l'enfant.

Remplaçons C par la contrainte (5) dans la fonction d'utilité, ainsi que L_M et L_P par :
 l'équation (6) peut s'écrire $K_M = T - K_P - F$ que l'on va réintroduire dans la contrainte (2),
 également réécrite, pour éliminer K_M , auquel on ne s'intéresse pas directement ici.

$$L_M = T - (T - K_P - F) - H_M = K_P + F - H_M$$

$$L_M = T - (T - K_P - F) - H_M = K_P + F - H_M$$

$$T = L_P + K_P + H_P \Leftrightarrow L_P = T - K_P - H_P$$

Ecrivons le Lagrangien :

$$L(H_M, H_P, K_P, F) = U(\sum w_i H_i + Y - p_F F, K_P + F - H_M, T - K_P - H_P, Q(T - K_P - F, K_P, F))$$

Les conditions du premier ordre s'écrivent:

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial U}{\partial H_P} = 0 \Leftrightarrow w_P = \frac{\partial U / \partial L_P}{\partial U / \partial C} \end{array} \right. \quad (1)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial U}{\partial H_M} = 0 \Leftrightarrow w_M = \frac{\partial U / \partial L_M}{\partial U / \partial C} \end{array} \right. \quad (2)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial U}{\partial K_P} = 0 \Leftrightarrow \frac{\partial U}{\partial L_M} - \frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K_M} = \frac{\partial U}{\partial L_P} - \frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K_P} \end{array} \right. \quad (3)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} \frac{\partial U}{\partial F} = 0 \Leftrightarrow \frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K_M} - \frac{\partial U}{\partial L_M} = \frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial F} - p_F \cdot \frac{\partial U}{\partial C} \end{array} \right. \quad (4)$$

Les deux premières conditions correspondent aux conditions classiques de participation au marché du travail. Elles indiquent que lorsque le père et la mère participent au marché du travail, leur taux de salaire est égal au taux marginal de substitution entre la consommation et le loisir.

$$\text{La mère sera inactive si : } \frac{\partial U}{\partial H_M} \leq 0 \Leftrightarrow w_M \leq \frac{\partial U / \partial L_M}{\partial U / \partial C}.$$

La probabilité d'activité augmente quand l'utilité marginale de la consommation augmente (et ainsi quand le revenu augmente) alors qu'elle décroît lorsque l'utilité marginale du loisir diminue.

La condition (3) décrit les substitutions entre les temps de loisir des parents et leurs temps de garde. Elle peut s'écrire :

$$\frac{\partial U}{\partial L_M} - \frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K_M} = \frac{\partial U}{\partial L_P} - \frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K_P}$$

Le côté droit de l'égalité donne ce que l'on peut considérer comme le bénéfice marginal net d'une heure de loisir supplémentaire pour la mère. Il se compose de l'utilité marginale d'une heure de loisir supplémentaire ($\partial U / \partial L_M$) dont est soustrait l'utilité, via le développement de l'enfant, d'une heure de garde par la mère ($\frac{\partial U}{\partial Q} / \frac{\partial Q}{\partial K_M}$). Le côté gauche de l'égalité décrit

le bénéfice marginal net d'une heure de loisir supplémentaire pour le père. Lorsque tous deux gardent l'enfant, ils ont le même bénéfice marginal net.

On peut en déduire la condition à laquelle le temps de garde du père sera nul :

$$\frac{\partial U}{\partial K_P} \leq 0 \Leftrightarrow K_P = 0$$

$$\frac{\partial U}{\partial L_M} - \frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K_M} \leq \frac{\partial U}{\partial L_P} - \frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K_P}$$

Le bénéfice marginal net d'une heure de loisir supplémentaire du père est supérieur au bénéfice marginal net d'une heure de loisir supplémentaire de la mère soit parce qu'il a une préférence plus forte pour le loisir soit parce qu'il est moins efficace pour « produire » de la qualité de l'enfant soit les deux.

D'une manière similaire, le côté gauche de la condition (4) s'interprète comme le bénéfice marginal de l'utilisation d'une heure supplémentaire de garde par la mère : $\frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial K_M}$

donne l'utilité marginale d'une heure de garde par la mère, via le développement de l'enfant, alors que $\frac{\partial U}{\partial L_M}$ mesure le sacrifice qu'elle consent en renonçant à l'utilité marginale d'une

heure de loisir. Le bénéfice marginal d'une heure de garde supplémentaire de la mère dépend donc de sa préférence pour le loisir mais aussi de son « efficacité » dans le développement de l'enfant. Le côté droit de l'égalité donne le bénéfice marginal net de l'utilisation d'une heure de garde rémunérée supplémentaire, qui présente une forme semblable au bénéfice marginal d'une heure de garde par le père : $\frac{\partial U}{\partial Q} \cdot \frac{\partial Q}{\partial F}$ donne l'utilité

marginale d'une heure de garde marchande supplémentaire et $p_F \frac{\partial U}{\partial C}$ l'utilité marginale de

la consommation sacrifiée en raison du niveau du coût horaire de la garde marchande. Ainsi, plus la garde marchande est coûteuse, plus le bénéfice marginal d'une heure de garde marchande est faible et plus le temps de garde de la mère va augmenter. Les conditions (3) et (4) montrent bien qu'à l'équilibre, les trois intervenants doivent avoir le même bénéfice marginal. Une augmentation du coût horaire de la garde aura alors également tendance à accroître le temps de garde du père.

$$F = 0 \Leftrightarrow \frac{\partial U}{\partial F} \leq 0 \Leftrightarrow p_F \geq \frac{\partial U / \partial Q}{\partial U / \partial C} \left(\frac{\partial Q}{\partial F} - \frac{\partial Q}{\partial K_M} \right) + \frac{\partial U / \partial L_M}{\partial U / \partial C}$$

Cette inégalité permet de définir un prix maximum à partir duquel les parents cessent de recourir à des services de garde marchands.

Lorsque les parents gardent tous deux les enfants, ont tous deux une activité professionnelle et que le taux du salaire du père est plus élevé que celui de la mère alors la combinaison des conditions (1) et (2) implique que :

$$w_P > w_M \Leftrightarrow \frac{\partial U / \partial L_P}{\partial U / \partial C} > \frac{\partial U / \partial L_M}{\partial U / \partial C}$$

Dans ce cas, l'utilité marginale du loisir du père est plus élevée que celle du loisir de la mère. La différence salariale entre les parents affecte alors la répartition des temps de garde puisque les utilités marginales du loisir de chaque parent apparaissent dans la condition (3). L'égalité entre les bénéfices marginaux nets d'une heure de loisir supplémentaire ne peut être vérifiée que si l'utilité marginale d'une heure de garde du père est supérieure à l'utilité marginale d'une heure de garde de la mère, ce qui peut se produire lorsque le père a un

temps de garde inférieur à celui de la mère étant donné que les utilités marginales sont décroissantes.

En combinant les conditions (2) et (4), on peut écrire :

$$H_M = 0 \Leftrightarrow w_M < p_F + \frac{U_Q}{U_C} \left(\frac{\partial Q}{\partial K_M} - \frac{\partial Q}{\partial F} \right)$$

Le temps de travail de la mère sera nul si son taux de salaire est inférieur au coût horaire de la garde auquel s'ajoute l'utilité marginale de la contribution du temps de garde de la mère nette de la contribution du temps de garde rémunéré au développement de l'enfant. Par conséquent, la probabilité que la mère travaille diminue lorsque le coût horaire de la garde augmente ainsi que lorsque sa contribution au développement de l'enfant est plus élevée.

3. Données

Les investigations empiriques sur l'offre de travail des mères incluant le père sont limitées par les données disponibles. Il est rare de disposer simultanément d'informations sur les comportements d'activité, les modes de garde choisis par les parents ainsi que les dépenses qui leur sont consacrés. Une enquête de la DREES, réalisée en mai 2002, permet de disposer de toutes ces informations. Elle concerne les familles ayant au moins un enfant né en 1995 ou après qui ont participé à l'enquête « logement » de l'INSEE. Ces familles ont été interrogées sur leur recours à différents modes de garde, d'une part par des questions directes sur leur organisation, et d'autre part, par un semainier visant à décrire les horaires de présence, 24 heures sur 24, des différentes personnes prenant en charge les enfants. L'enquête permet ainsi de connaître, outre les modes de garde choisis par les parents, leur propre implication dans la garde de leurs enfants en distinguant les cas où l'enfant se trouve seulement avec son père, seulement avec sa mère et enfin en compagnie de ses deux parents. Il devient possible d'analyser les temps de présence des parents lorsqu'ils sont seuls avec l'enfant ou ensemble, auprès de chacun de leurs jeunes enfants en fonction d'un grand nombre de variables précisant les conditions d'exercice de l'activité professionnelle des parents, la situation matérielle et financière de la famille, les sommes dépensées pour financer la garde des enfants. Évidemment, ces temps de présence ne disent pas grand-chose du contenu des interactions des parents avec leurs enfants mais permettent de savoir comment les parents organisent la garde de ceux de leurs enfants que l'on considère, dans nos sociétés, comme trop jeunes pour rester seuls. Être seul avec de jeunes enfants implique bien un rôle de garde. C'est dans cette mesure, même si ce choix se discute, que le temps passé par l'enfant avec seulement son père sera considéré comme un indicateur de son implication dans la garde de ses enfants. Le champ de l'étude se restreint évidemment aux familles bi-parentales.

Le temps passé par le père avec son plus jeune enfant est calculé grâce à l'emploi du temps des enfants durant une semaine représentative dans l'année. De plus, l'échantillon est restreint aux enfants de moins de 3 ans dont l'organisation de la garde est soumise à des contraintes de coûts et d'offre radicalement différentes de celle des enfants âgés de 3 à 6 ans. Les aides versées aux parents diminuent aux trois ans de l'enfant. Et la France privilégie depuis longtemps un accès large et précoce à l'école maternelle, accompagné d'un accueil périscolaire de sorte que dès 3 ans, les enfants peuvent être accueillis dans la plupart des écoles de 7h30 à 18h30. Le taux de scolarisation des enfants de 3 ans atteint ainsi quasiment 100%. L'échantillon utilisé pour l'analyse empirique se restreint donc aux 1596 enfants (sur les 4782 initialement présents dans l'enquête) qui ont moins de 3 ans et sont les plus jeunes de la famille.

Que suggèrent les données ? En moyenne, lorsque la mère ne travaille pas alors que le père travaille, ce dernier passe en moyenne environ 45 minutes par semaine seul avec l'enfant contre 7h45 lorsque la mère travaille. Mais évidemment, dans la mesure où il s'agit de temps de présence et non de temps consacrés à des activités, on pourrait objecter qu'il suffit que la mère soit présente pour que le temps de présence du père seul diminue très fortement et inversement, il suffit qu'elle travaille pour que le temps de présence du père seul augmente fortement. Il y a donc un biais lié à l'activité mais ce temps résulte également de choix relatifs à l'activité de la mère comme à l'implication du père : en effet, si l'on inverse les rôles en se demandant quel est le temps passé par l'enfant avec seulement sa mère lorsqu'elle travaille alors que le père ne travaille pas : dans ce cas, l'enfant passe 13h40 avec seulement sa mère⁶.

Mais c'est sans aucun doute la fréquence extrêmement élevée d'enfants qui ne passent pas de temps seuls avec leur père qui apparaît comme l'élément le plus surprenant: près de la moitié des enfants de l'échantillon ne sont jamais seuls avec leur père alors que seulement 4% des enfants ne sont jamais seuls avec leur mère. L'implication du père est cependant fortement liée à l'activité de la mère, comme le montre le tableau 1 : lorsque la mère est inactive, près de $\frac{3}{4}$ des pères ne passent pas de temps seuls avec leur enfant alors que la proportion s'inverse lorsque la mère est active : seul $\frac{1}{4}$ des pères ne passent alors pas de temps seuls avec leur enfant.

Tableau 1. Implication du père dans la garde de l'enfant selon l'activité effective de la mère

Implication du père dans la garde de l'enfant	Mère inactive	Mère active	Ensemble
Non	72,7%	28,6%	46,5%
Oui	27,3%	71,4%	53,4%
Ensemble	100%	100%	100%

Deux variables importantes sont calculées à partir des données de l'enquête : le salaire horaire de la mère et le coût horaire de la garde, utilisé comme approximation du prix de la garde. Le salaire horaire est obtenu en divisant le salaire annuel par le produit du temps de travail hebdomadaire et d'un nombre supposé de semaines travaillées dans l'année puisque le nombre de semaines réellement travaillées n'est pas connu. La précision de la mesure du salaire horaire en souffre de manière évidente.

4. Analyse empirique

Pour plusieurs raisons, l'analyse empirique porte sur les décisions d'activité de la mère et d'implication du père dans la garde de ses enfants plutôt que sur les durées de travail de la mère et de garde du père. D'une part, les deux variables dépendantes présentent un nombre très élevé de valeurs nulles qui reflète l'importance des choix binaires dans des processus de décision dont les résultats sont *a priori* des valeurs continues (cf tableau 1). D'autre part,

⁶ On peut objecter que cela peut s'expliquer par le fait que les mères, lorsqu'elles travaillent, le font plus fréquemment à temps partiel que les pères. De ce fait, elles seraient quand même plus présentes que les pères. Un moyen de contrôler cette différence est de comparer le temps passé par l'enfant avec seulement sa mère lorsqu'elle travaille à temps plein alors que le père ne travaille pas (environ 10h00 et 11h00 par semaine selon la tranche d'âge retenue, moins de 3 ans ou moins de 7 ans) et le temps passé par l'enfant avec seulement son père lorsqu'il travaille à temps plein alors que la mère ne travaille pas (environ 45 minutes quelle que soit la tranche d'âge).

l'enquête ne renseigne la durée du travail que pour les individus ayant des horaires standards. Il manque donc un certain nombre de données de temps de travail.

Les deux décisions, activité de la mère et implication du père, sont supposées être endogènes. Pour identifier correctement les paramètres des variables explicatives, il faut prendre en compte la corrélation entre leurs termes d'erreur dans un modèle joint. Dans cette mesure, le modèle peut être un probit bivarié. La première équation explique la probabilité que le père garde son enfant et la deuxième la probabilité que la mère travaille, on peut écrire :

$$y_1^* = \beta'_1 x_1 + \varepsilon_1, \quad y_1 = 1 \text{ si } y_1^* > 0, 0 \text{ sinon}$$

$$y_2^* = \beta'_2 x_2 + \varepsilon_2, \quad y_2 = 1 \text{ si } y_2^* > 0, 0 \text{ sinon}$$

où x_1 et x_2 sont les sous-ensembles de variables influençant respectivement le choix de l'implication du père et celui de l'activité de la mère, qui comportent en partie des éléments communs. Ce modèle permet d'estimer les probabilités des deux événements simultanés, une fois que la loi conjointe des termes d'erreurs a été spécifiée. Pour le probit bivarié, on suppose que ces derniers sont normalement et conjointement distribués avec :

$$E(\varepsilon_1 | x_1, x_2) = E(\varepsilon_2 | x_1, x_2) = 0$$

$$\text{Var}(\varepsilon_1 | x_1, x_2) = \text{Var}(\varepsilon_2 | x_1, x_2) = 1$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_1, \varepsilon_2 | x_1, x_2) = \rho$$

La fonction de vraisemblance peut être construite en calculant les probabilités associées aux quatre situations décrites dans le tableau 1 : $y_1 > 0$ et $y_2 > 0$, $y_1 > 0$ et $y_2 = 0$, $y_1 = 0$ et $y_2 > 0$, $y_1 = 0$ et $y_2 = 0$. Mais Greene (1997) utilise une écriture plus compacte dont sont ensuite dérivés les effets marginaux.

Comme on l'a vu, l'analyse microéconomique met en avant le rôle des incitations financières (revenu, taux de salaire de la mère, coût horaire de la garde). Un coût horaire de la garde plus élevé devrait réduire la probabilité d'activité de la mère et accroître l'implication du père. Une variation du taux de salaire donne lieu à un effet de substitution et un effet revenu. La littérature, sur données américaines mais aussi sur données françaises (Guillot, Robert-Bobbée) a tendance à montrer une corrélation négative entre le coût horaire de la garde et l'activité de la mère. Certaines variables explicatives, le prix de la garde et le taux de salaire, doivent être prédites car elles ne sont observées que si la famille utilise un mode de garde payant ou si la mère travaille. Le nombre et l'âge des enfants de la famille sont également utilisés comme variables de contrôle.

Elle met également l'accent sur « l'efficacité » des intervenants dans le développement de l'enfant. Certains intervenants pourraient favoriser davantage le développement de l'enfant que d'autres, ou en tous cas, les parents peuvent le penser. En particulier, l'opinion que le lien de l'enfant avec sa mère est plus structurant que les autres reste largement répandue et pourrait expliquer à la fois une non implication du père à la garde et une non participation de la mère au marché du travail. Pour un Français sur deux, la solution préférée pour la garde des enfants en bas âge reste l'arrêt temporaire d'activité de la mère (Damon et al. 2003). Les représentations sociales des rôles de sexe et des rôles parentaux jouent évidemment ici un rôle crucial mais difficile à approcher dans l'enquête de manière précise. Il existe cependant un moyen, très indirect, d'introduire dans les variables explicatives une dimension relative aux rôles de sexe. En effet, il semblerait que les situations d'hétérogamie à l'avantage de la femme, en produisant de la déviance par rapport aux rôles de sexe traditionnels, conduisent à un renforcement compensateur dans la sphère domestique : les

femmes surinvestissant les activités domestiques et parentales pour rétablir l'équilibre compromis par une forte divergence de milieux sociaux ou de diplôme. Les situations d'homogamie sont alors paradoxalement plus propices à un rééquilibrage des activités parentales. Étant donné l'importance du revenu et des salaires ici, il serait préférable de mesurer la distance sociale entre les conjoints à partir des origines sociales mais cette donnée n'est pas disponible, c'est donc l'écart de diplôme qui sera utilisé ici. Une indicatrice signalant les situations où la mère est plus diplômée que le père s'ajoute aux variables explicatives de l'implication du père dans la garde des enfants : la probabilité que le père s'implique devrait diminuer dans ces couples⁷. On pourrait s'attendre à ce que le père s'implique plus fréquemment lorsque l'enfant est un garçon. L'implication du père pourrait être influencée par l'idée que les parents n'ont pas les mêmes aptitudes à transmettre à leurs enfants des comportements adaptés à leur « genre » : le père serait considéré comme plus à même que la mère de transmettre à ses fils les comportements « appropriés » à un garçon. Enfin, cette organisation peut n'être souhaitée ni pour des questions de préférence ni pour des questions de coût mais être imposée par des difficultés d'accès aux modes de garde formels. Le père serait alors un mode de garde de second rang mobilisé en cas de difficultés d'organisation.

Un certain nombre de dimensions extérieures au modèle théorique peuvent encore influencer l'implication du père. Des variations non anticipées du temps de travail, consécutives à une période de chômage par exemple ou des décalages importants entre les horaires de travail des parents pourraient favoriser l'implication du père. On s'attend à ce que l'implication du père augmente lorsqu'il est au chômage ou travaille en horaires décalés. Ces deux variables pourraient avoir une influence sur l'activité de la mère mais il est peu probable que cette influence soit forte, elles ne figurent donc pas parmi les variables explicatives de la décision de participation au marché du travail.

41. Prédire un coût horaire de la garde

Il s'agit d'estimer une équation de coût permettant de prédire un coût de la garde pour l'ensemble de l'échantillon, y compris pour les enfants dont les parents ne recourent pas à la garde rémunérée. Le coût horaire est calculé en divisant la dépense déclarée par la famille, dont on a soustrait les aides dédiées à la garde versées dans le cadre de la politique familiale, par le temps de garde des intervenants rémunérés. Les déductions fiscales pour frais de garde n'ont pas été retirées⁸.

Cette estimation est sujette à un biais de sélection potentiellement important qu'il faut corriger : il est théoriquement possible que le coût de la garde ne soit pas indépendant de la décision de recourir ou non à des modes de garde payants. Ce biais est corrigé avec la procédure en deux étapes d'Heckman. La première étape consiste ici à estimer, sur l'échantillon des 1596 enfants dont la mère occupe ou non effectivement un emploi, une

⁷ On peut noter que cette configuration concerne 24,6% des familles biparentales de l'échantillon. Le cas le plus fréquent (62,3%) est évidemment celui où il n'y pas d'écart de diplôme entre les conjoints. Il reste 13,1% des couples où c'est l'homme qui a un niveau de diplôme plus élevé.

⁸ Tout d'abord, les données comportent des erreurs de déclaration manifestes. De plus, en raison du différé dans le temps imposé par le fonctionnement fiscal en France et compte tenu d'une certaine « myopie » des agents renforcée éventuellement par des contraintes de liquidité, il n'est pas assuré que ce soit le coût net d'impôts qui intervienne dans la décision.

équation de sélection de type probit lorsqu'un mode de garde payant est utilisé⁹. À partir de cette équation est calculé l'inverse du ratio de Mills. On procède ensuite à l'estimation d'une équation de coût en introduisant ce coefficient parmi les régresseurs sur le sous-échantillon des enfants qui sont gardés par un intervenant rémunéré. Les paramètres estimés dans cette équation permettent de calculer, pour chaque enfant, y compris dans le cas où une dépense de garde a été observée, le coût horaire prédit pour la garde du plus jeune enfant.

$P_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + \alpha_2 \lambda + \varepsilon_i$ où λ corrige le biais de sélection.

On peut rencontrer des problèmes d'identification au niveau des équations de sélection et de résultat lors de la correction des biais de sélection. Il est préférable que l'équation de sélection soit identifiée grâce à une relation d'exclusion plutôt que sur la non linéarité du probit. Il faut alors trouver une variable qui influence le processus de sélection mais n'ait pas d'influence sur le coût horaire, ici, le fait que la mère ne soit pas européenne, qui diminue significativement la probabilité que le mode de garde principal de l'enfant soit payant. Les résultats de cette estimation sont présentés dans le tableau 2.

⁹ Dans la plupart des études conduites sur données américaines (Powell 2002 par exemple), une double sélection est prise en compte : celle de la probabilité que la mère soit active et qu'elle recourt à une garde rémunérée, ce qui n'est pas fait ici. En effet, les sources américaines ne renseignent généralement pas les modes de garde des enfants dont la mère est inactive, ce qui n'est pas le cas dans cette enquête. Environ 20% (20,4%) des enfants qui ont au moins un intervenant rémunéré ont une mère qui ne travaille pas et inversement, environ 30% (28,9%) des enfants qui ne bénéficient pas de services de garde rémunérés ont une mère qui travaille (la moitié à temps plein).

Tableau 2. Paramètres estimés de l'équation de sélection et de l'équation de coût

	Équation de recours à une garde payante	Équation de coût
	Variable dépendante : 1 si le mode d'accueil principal de l'enfant est payant	Variable dépendante : logarithme du coût horaire de la garde
Constante	-3,047**	0,3368***
Âge de la mère	0,135*	
Âge de la mère au carré	-0,00151	
Niveau de diplôme de la mère		
- sans diplôme	Réf.	
- CAP, BEP	0,217**	
- bac professionnel, bac technique	0,616***	
- bac général	0,704***	
- bac+2	0,869***	
- supérieur à bac+2	1,060***	
Revenu de la famille hors gains d'activité de la mère (en milliers d'€)	-0,002	0,0107***
Âge de l'enfant en mois	0,025***	-0,0126***
Nombre d'enfants	-0,474***	
Le département a un nombre élevé de places en crèches (10-32 pour 100 enfants de moins de 3 ans)		0,1629**
Capacité d'accueil des enfants de moins de 3 ans dans le département (nombre de places pour 100 enfants de moins de 3 ans)		
-15-33	Réf.	
-34-40	0,199*	
-41-49	0,258***	
-50-74	0,187**	
La mère n'est pas européenne	-0,669***	
Proximité des grands-parents	-0,1858**	
Taille de la commune de résidence		
-moins de 5000 habitants		Réf.
- de 5000 à moins de 200 000 habitants		0,0301
- de 200 000 habitants à moins de 2 millions		0,2238**
- unité urbaine de Paris		0,3605**
λ		-0,2723**
	Probit -2LogL=1785 N=1596 moyenne de la variable dépendante=0,44	R ² =13 % N=537 Moyenne de la variable dépendante=0,3154

Un premier ensemble de facteurs important pour expliquer la probabilité que l'enfant ait un mode de garde principal payant a trait au nombre et à l'âge des enfants de la famille. D'une part, l'âge de l'enfant concerné joue sans aucun doute un rôle dans le choix d'un mode de garde. Les enfants très jeunes sont gardés plus fréquemment par leur mère. Il faut y voir sans doute l'effet du congé de maternité (16 semaines en France), auquel s'ajoutent probablement des difficultés d'organisation de la gardes fréquentes dans la première année de l'enfant, et éventuellement renforcées par des réticences à confier un enfant extrêmement jeune à une

personne étrangère à la famille. Et effectivement, lorsque l'enfant grandit, la probabilité de recourir à une garde payante augmente significativement. D'autre part, les caractéristiques de la fratrie de l'enfant doivent également exercer des effets sur son mode de garde : les mères de familles nombreuses gardent plus fréquemment elles-mêmes leurs enfants, ce que confirme le signe négatif du nombre d'enfants dans l'équation de sélection.

Un deuxième ensemble de facteurs explicatifs concerne la disponibilité des modes de garde marchands ou familiaux. Il y a en France une grande diversité de modes de garde marchands, dont l'accès, pour certains et à certains endroits, est cependant fortement rationné, d'où l'introduction de variables indicatrices décrivant la capacité d'accueil des enfants de moins de trois ans dans le département de résidence. Il arrive à certaines familles de confier leurs enfants aux grands-parents, ce qui est évidemment conditionné par leur proximité géographique. Ces variables explicatives agissent dans le sens attendu : un accroissement de la capacité d'accueil accroît significativement la probabilité que l'enfant ait un mode d'accueil principal payant alors que la proximité des grands-parents exerce l'effet inverse.

Enfin, est ajouté un dernier ensemble de variables expliquant traditionnellement la décision d'activité de la mère. Les variables proxy de l'expérience professionnelle se révèlent n'avoir pas d'effet significatif alors que le niveau de diplôme agit clairement dans le sens d'une augmentation de la probabilité d'un mode de garde payant, bien qu'il soit difficile de distinguer l'effet classique du diplôme sur le salaire de réserve des préférences parentales en faveur de tel ou tel mode de garde. Le revenu n'a pas d'effet significatif. Le fait que la mère ne soit pas européenne diminue la probabilité d'une garde payante.

Les variables utilisables pour prédire le coût horaire sont finalement peu nombreuses. Les familles plus aisées peuvent sans doute se permettre des modes de garde plus coûteux, comme la garde à domicile ou paient plus cher pour un même mode de garde, compte d'un certain nombre de modulations en fonction du revenu des tarifs des modes de garde (structures collectives et assistantes maternelles tout particulièrement¹⁰). Et effectivement, le revenu de la famille hors gains d'activité de la mère accroît significativement le coût horaire, bien que l'effet soit faible. Enfin, le coût horaire dépend très probablement de l'état du marché local de la garde. *A priori*, on pourrait imaginer qu'une offre de places élargie réduit les tensions sur les prix pratiqués ou que des difficultés d'accès à un mode de garde satisfaisant peuvent faire augmenter le prix en conduisant les parents à se reporter sur des modes de garde moins régulés mais plus coûteux. Mais cette hypothèse semble devoir être écartée : les indicateurs de capacité globale d'accueil ne sont pas significatifs et font diminuer la qualité de l'ajustement : ils sont donc remplacés par des indicateurs relatifs à la taille de la commune de résidence. Vivre dans de grandes agglomérations, et à Paris en particulier, fait assez sensiblement augmenter le coût horaire de la garde, ce qui révèle sans doute des prix plus élevés pour un même mode de garde mais aussi le recours à des modes de garde plus coûteux. Pour saisir un peu mieux les arbitrages réalisés par les parents entre modes de garde, une variable indiquant si l'enfant vit dans un département dans lequel le nombre de places en crèches est élevé est ajoutée. Assez paradoxalement à première vue, un nombre élevé de places en crèche fait significativement augmenter le coût horaire. L'interprétation de cet effet renvoie probablement à un arbitrage sans doute lié à la qualité perçue des modes de garde. Comme l'ont relevé Maurin et Roy (2008), certains parents préfèrent la crèche alors même qu'elle leur coûtera plus cher. Enfin, il y a un effet de sélection tout à fait significatif et d'ampleur relativement importante : toutes choses égales par ailleurs, les parents ayant

¹⁰ Les prix des structures collectives sont basés sur un taux d'effort de la famille de 12% du revenu mensuel pour une famille d'un enfant et de 10% pour une famille de deux enfants. L'AFEAMA, aide versée pour l'emploi d'une assistante maternelle, est modulée en fonction du revenu, bien que la modulation soit modérée.

effectivement recours à une garde rémunérée supportent un coût horaire net inférieur à celui auquel les parents qui n'utilisent pas de services de garde payants seraient confrontés. Le R^2 (ajusté) est faible mais conforme à ceux qui ont été obtenus sur données françaises¹¹.

42. Prédire le salaire horaire de la mère

Tout comme le coût horaire, l'estimation du taux de salaire est potentiellement affectée par un biais de sélection dû au fait que les mères qui ne travaillent pas sont probablement également celles qui ont un taux de salaire potentiel faible. Ce biais de sélection¹² est corrigé par la procédure d'Heckman en deux étapes. L'équation de sélection est estimée à partir de l'échantillon des mères d'enfants de moins de trois ans qui soit ne travaillent pas, soit travaillent comme salariées. La variable d'identification correspond à une indicatrice indiquant si l'individu est propriétaire de son logement, variable qui a une influence sur la probabilité de travailler mais ne devrait pas avoir d'influence sur le taux de salaire. Les autres variables explicatives sont le nombre d'enfants, les revenus des parents moins les gains d'activité de la mère, des indicatrices pour la capacité d'accueil des jeunes enfants du département, le fait d'être mariée, le niveau de diplôme de la mère ainsi que son âge et le carré de son âge.

Les résultats sont présentés dans le tableau 3. Les paramètres estimés de l'équation de sélection ont tous le signe attendu, bien que certains d'entre eux ne soient pas significatifs. La probabilité d'être active augmente lorsque le niveau de diplôme et le revenu augmentent. Le nombre d'enfant, quel que soit leur âge, réduit la probabilité de travailler de même que le fait d'être mariée. Etre propriétaire de son logement exerce un effet positif sur l'activité, tout comme la capacité d'accueil de jeunes enfants dans le département. En ce qui concerne l'équation de salaire, l'ajustement reste de qualité assez moyenne, sans aucun doute en raison de la mesure parfois approximative du salaire horaire¹³ même si l'élimination d'observations aberrantes a permis de l'améliorer. L'expérience professionnelle et le niveau de diplôme font significativement augmenter le taux de salaire. Le taux de chômage n'est pas significatif. L'effet de sélection n'est pas significatif.

¹¹ 11% dans Guillot (2004) et 9,7% dans Guillot (1996).

¹² Il y a dans cette enquête une seconde source de sélectivité potentielle puisque la durée hebdomadaire du travail n'est pas renseignée lorsque l'individu a des horaires atypiques (variant irrégulièrement par exemple). La proportion de données manquantes atteint 25% des actives, ce qui correspond à peu près à la proportion d'individus ayant des horaires non standards dans l'échantillon. Cette source de sélectivité n'est pas corrigée, n'étant probablement pas majeure.

¹³ Il résulte pourtant de l'élimination de tous les résidus studentisés dont la valeur absolue était supérieure à 2, après un examen de chaque observation. Les observations incriminées correspondent à des situations où le salaire horaire est anormalement bas soit en raison d'un niveau très faible de salaire annuel déclaré soit en raison d'une durée de travail anormalement élevée.

Tableau 3. Paramètres estimés de l'équation de sélection et de l'équation de salaire

	Équation de sélection	Équation de salaire
	Variable dépendante : 1 Si la mère travaille, 0 sinon	Variable dépendante : logarithme du salaire horaire
Constante	-2,6411**	-0,3375
Âge de la mère	0,161**	0,0934**
Âge de la mère au carré	-0,0002	-0,0008
Niveau de diplôme de la mère		
- sans diplôme	Réf.	Réf.
- CAP, BEP	0.2054*	0,1179
- bac professionnel, bac technique	0.5574***	0,3483***
- bac général	0.7041***	0,3074***
- bac+2	0.7586***	0,4787***
- supérieur à bac+2	1.1071***	0,6730***
Revenu de la famille hors gains d'activité de la mère	-0,0042	
Nombre d'enfants	-0,5414***	
La mère est mariée	-0,2342***	
Propriétaire du logement	0,3756***	
Taux de chômage départemental		-0,0147
Capacité d'accueil des enfants de moins de 3 ans dans le département		
-15-33	Réf.	
-34-40	0.2481**	
-41-49	0.2372***	
-50-74	0.2579***	
λ		-0.0217
	Probit -2LogL=1719 moyenne de la variable dépendante=0,54	R ² =32,8% Moyenne de la variable dépendante=2,02

5. Résultats du probit bivarié

Avant de passer à l'estimation du probit bivarié, il est utile de voir ce que donne une estimation séparée de chaque variable dépendante grâce à un probit simple. Les résultats de ces estimations sont donnés dans le tableau 4. La probabilité que le père s'implique apparaît plus difficile à expliquer que la probabilité que la mère travaille. Le logarithme du coût horaire a le signe que l'on pouvait attendre, la probabilité d'implication dans la garde serait plus élevée lorsque le coût horaire augmente, mais son effet n'est pas significatif bien que la p-value ne soit pas très éloignée des 10%. Lorsque l'enfant grandit, cela fait augmenter la probabilité d'implication du père alors que le nombre d'enfants la fait diminuer sans doute en raison d'un accroissement de l'implication de la mère. L'existence de difficultés d'organisation de la garde accroît également significativement l'implication du père tout comme le fait que la mère soit plus diplômée que lui. L'hypothèse de « doing gender » est ici infirmée, allant plutôt dans le sens de la théorie des avantages comparatifs : une diminution de la division sexuée des tâches parentales se manifeste lorsque la mère a un potentiel marchand que l'on peut supposer plus élevé que son conjoint. Cela peut également s'interpréter de manière plus subjective : les couples ayant cette configuration de diplôme pourraient être moins sensibles aux représentations traditionnelles des rôles de genre. Plus

curieusement par rapport aux enseignements d'une partie de la littérature américaine (Presser 1999, Brayfield Casper et O'Connell) sur la question du rôle du père dans la garde des enfants : le fait qu'il ait des horaires irréguliers n'a pas d'effet significatif. Le fait que l'enfant soit un garçon a un effet négatif non significatif mais là encore la probabilité critique n'est pas très éloignée de 10%. Ni la proximité des grands-parents ni le revenu n'ont d'effet significatif.

Dans le probit simple sur l'activité de la mère, la variable dépendante est légèrement différente de la variable dépendante utilisée dans l'équation de sélection du salaire. Compte tenu du fait que le lien entre l'activité de la mère et l'implication du père est l'objet principal de l'estimation qui est menée ici, on ne retient que les enfants dont les mères travaillent effectivement. En effet, il est probable que l'implication du père peut être modifiée par le fait que la mère a un emploi mais ne travaille pas effectivement, par exemple parce qu'elle est en congé. Le logarithme du salaire horaire accroît significativement la probabilité que la mère travaille alors que le logarithme du coût horaire, bien qu'ayant le signe attendu, n'est pas significatif. La plupart des travaux sur cette question ont été menés sur données nord-américaines¹⁴ et montrent un impact plutôt négatif sur la probabilité d'activité des mères de jeunes enfants. Le contexte institutionnel français d'accueil des jeunes enfants est cependant extrêmement différent. Néanmoins, le résultat contraste également avec ceux de Guillot (1996, 2004) obtenus avec une méthodologie d'estimation relativement proche¹⁵. Par contre, dans une estimation plus structurelle sur données françaises, l'effet du coût horaire a été estimé très faible (Choné et al.). Cela peut s'expliquer de plusieurs manières. D'une part, le financement public partiel de l'accueil des jeunes enfants a précisément pour objectif d'atténuer le poids des contraintes financières sur les décisions d'activité des parents. D'autre part, la méthodologie qui consiste à estimer un coût horaire global de la garde appréhende assez mal les arbitrages entre différents modes de garde, relatifs à leurs qualités respectives, que peuvent faire les parents. Les parents peuvent préférer un mode de garde plus coûteux mais perçu comme plus bénéfique pour l'enfant et conditionner la reprise de l'activité professionnelle de la mère à l'obtention de ce mode de garde. C'est d'ailleurs une des conclusions de Maurin et Roy (2008) sur la demande de places en crèche dans la ville de Grenoble. Pour le moment, cette interprétation ne peut pas être explorée plus en avant car l'influence des dimensions qualitatives des modes de garde sur les choix est peu accessible dans l'enquête. Et enfin, il ne faut sans doute pas sous-estimer le poids des difficultés relatives à la mesure du coût horaire de la garde, voire même une erreur de spécification bien que les variables explicatives soient tout à fait standards¹⁶. Les effets des autres variables sont plus conformes à l'intuition. Le revenu n'a toujours pas d'effet significatif. L'âge de l'enfant accroît la probabilité que la mère travaille, ce qui n'a rien de surprenant. Le nombre d'enfants diminue significativement l'activité effective de la mère. Plus inattendu, le fait que l'enfant soit un garçon impliquerait plus fréquemment une interruption d'activité, et de ce fait, un investissement temporel de la mère plus important. Cet effet est relativement difficile à interpréter puisqu'il semblait plutôt que les pères s'occupaient davantage des garçons que

¹⁴ Ribar (1992), Kimmel (1995), Powell (1997, 1998), Connelly et Kimmel (1999) estiment des modèles probit de participation incluant le coût de la garde sur des échantillons de femmes mariées avec enfants et obtiennent des élasticités négatives de l'offre de travail au coût de la garde avec cependant des ordres de grandeur variables.

¹⁵ Sur une base d'enquêtes restreintes à une région (Meurthe-et-Moselle pour 2004 et Lorraine pour 1996). Guillot (2004) obtient une élasticité particulièrement élevée sur un échantillon de familles ayant au moins deux enfants dont un de moins de trois ans, dans lequel presque toutes les mères sont éligibles à l'APE.

¹⁶ Anderson et Levine relèvent la variabilité importante des élasticités de l'offre de travail des mères au coût de la garde dans la littérature. Celle-ci s'explique en grande partie par des différences de champ et de spécification.

des filles (Ekert-Jaffé et Barnet-Verzat, 2003) mais l'effet était plus fort pour les adolescents. Enfin, une capacité d'accueil peu élevée réduit la probabilité que la mère travaille¹⁷.

Tableau 4 paramètres estimés de la probabilité que le père s'implique dans la garde et de la probabilité que la mère travaille effectivement (N=1540)

Variables indépendantes	Variable dépendante : 1 si la mère travaille effectivement, 0 sinon		Variable dépendante : 1 si le temps de garde du père est supérieur à 0, 0 sinon	
	Probit	Probit bivarié	Probit	Probit bivarié
Constante	-1.439***	-0.711***	0.0223	0.0462
Logarithme du salaire (prédit)	1.176***	0.717***		
Logarithme du coût horaire (prédit)	0.0187	0.390*	0.2541	0.2629
Revenu de la famille hors gains d'activité de la mère (en milliers d'€)	-0.004	-0.005(*)	-0.0030	-0.0029
L'enfant est un garçon	-0.1467**	-0.1534**	-0.099	-0.0945
Age de l'enfant	0.0201***	0.0226***	0.0184***	0.0181***
Nombre d'enfants	-0.6226***	-0.5597***	-0.2072***	-0.2169***
Proximité des grands-parents	0.0955	0.0752	0.0814	0.0883
Capacité d'accueil peu élevée dans le département	-0.0903	-0.1276*	-0.1661**	-0.1666**
Difficultés d'organisation de la garde			0.2308**	0.2912***
La mère est plus diplômée que le père			0.2010***	0.1096*
Le père a un rythme de travail irrégulier			-0.0681	0.0350
Rho	0.6756***			
	Probit -2LogL=1754 moyenne de la variable dépendante=0,49		Probit -2LogL=2040 moyenne de la variable dépendante=0,48	

¹⁷ Les modalités des variables concernant la capacité d'accueil sont réduites en prévision de l'estimation du probit bivarié qui converge plus difficilement avec un nombre plus élevé de modalités.

L'estimation conjointe des deux équations apporte un certain nombre d'éléments nouveaux. Tout d'abord, comme l'on s'y pouvait attendre, les deux décisions sont positivement et significativement liées. Les variables inobservées font augmenter en même temps la probabilité d'implication du père et la probabilité que la mère travaille. Ensuite, la prise en compte de la corrélation entre les décisions d'implication du père dans la garde et d'activité effective de la mère fait changer sensiblement l'effet du coût horaire : l'effet du logarithme du coût horaire change de signe et devient significatif. Un accroissement du coût horaire impliquerait alors une augmentation de la probabilité que la mère travaille.

Il peut être également intéressant d'estimer un probit bivarié récursif qui permettrait de modéliser simultanément la probabilité que le père s'implique et son influence sur la probabilité que la mère travaille. Il faut simplement veiller à la contrainte d'identification : au moins une variable explicative de la probabilité que le père s'implique doit être exclue de l'équation d'activité de la mère.

Tableau 5 Paramètres estimés de la probabilité que le père s'implique dans la garde et dans la probabilité que la mère travaille par un probit bivarié récursif (N=1540)

Variables indépendantes	Variable dépendante : 1 si la mère travaille effectivement, 0 sinon	Variable dépendante : 1 si le temps de garde du père est supérieur à 0, 0 sinon
Constante	-1.8583***	0.02
Probabilité que le père s'implique	2.2161***	
Logarithme du salaire (prédit)	0.6745***	
Logarithme du coût horaire (prédit)	0.0876	0.2867*
Revenu de la famille hors gains d'activité de la mère (en milliers d'€)	-0.0099	-0.0043
L'enfant est un garçon	-0.0579	-0.1
Age de l'enfant	0.0054	0.019***
Nombre d'enfants	-0.3551	-0.194***
Proximité des grands-parents	-0.0099	0.0768
Capacité d'accueil peu élevée dans le département	0.0249	-0.1692**
Difficultés d'organisation de la garde		0.1043
La mère est plus diplômée que le père		0.2021
Le père a un rythme de travail irrégulier		-0.143
Rho	-0.7978***	

La probabilité que le père s'implique accroîtrait significativement la probabilité que la mère travaille. La corrélation entre les résidus change de signe mais reste significative.

Conclusion

L'importance de la corrélation entre les deux décisions illustre une fois encore tout l'intérêt de données d'enquêtes sur ces questions qui combindraient les variables économiques (salaire, revenu, coût des modes de garde) avec des variables mesurant les attitudes, les

valeurs et les représentations sociales relatives au bien-être de l'enfant, aux rôles parentaux et aux rôles de sexe. Par ailleurs, l'effet inattendu du coût horaire impose lui-aussi des explorations complémentaires, par exemple en distinguant selon le mode de garde utilisé.

Références bibliographiques

- Bauer Denise (2007), « Entre maison, enfant(s) et travail : les diverses formes d'arrangement dans les couples », *Etudes et résultats*, avril, n°76.
- Blundell et al. (1999), Labour supply : A review of alternative approaches. In O. Ashenfelter and D. Card (eds), *Handbook of labor economics*, vol. 3a, Amsterdam: Elsevier Science BV.
- Brayfield A. (1995), "Juggling jobs and kids: the impact of employment schedules on father's caring", *Journal of marriage and the family* 57: 321-332.
- Casper L. and O'Connell M. (1998), "Work, income, the economy and married fathers as child care providers", *Demography* 35(2): 243-250.
- Choné P., Le Blanc D. et Robert-Bobbée I. (2004), « Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants », *économie et prévision*, n°162 : 23-50.
- Davies H., Joshi H., Killingsworth M., Peronaci R. (2000), "How do couples spend time?" Dans Gustafsson S. et Meulders D. (eds), *Gender and the labor market. Econometric evidence on obstacles in achieving gender equality*, MacMillan: 226-259.
- Gauthier A., Smeeding T.M., Furstenberg F.F. (2004), Are parents investing less time in children? Trends in selected industrialized countries, *Population and development review*, 30 (4), pp. 647-71.
- Guillot O. (1996), "Activité féminine et garde des jeunes enfants : une analyse micro-économétrique", *économie et prévision*, n°122: 84-94.
- Guillot O. (2004), « Choix d'activité des mères vivant en couple et recours aux services de garde d'enfants », *économie et prévision*, n°162 : 51-68.
- Kimmel J. (1995), « Child care costs as a barrier to employment for single and married mothers, *The Review of Economics and Statistics*, vol. 80, n°2: 287-299.
- Lesnard (2005). The effect of the family work day on family time. Document de travail du crest, n°2005-25.
- Lesnard (2006). Flexibilité et concordance des horaires de travail dans le couple. Données sociales 2006, pp. 379-384.
- Lundberg S. (1988), "Labor supply of husbands and wives : a simultaneous equations approach", *The Review of Economics and Statistics*, 70 (2), mai: 224-235.
- Maurin Eric et Roy Delphine (2008), « L'effet de l'obtention d'une place en crèche sur le retour à l'emploi des mères et leur perception du développement des enfants », *Cepremap, Docweb* n°0807.
- Pailhé, A. et Solaz, A. (2006). Vie professionnelle et naissance, la charge de la conciliation repose essentiellement sur les femmes. *Population & Sociétés*, n°426, 4 pages.
- Parera-Nicolau A. and Mumford K. (2005), "Labour supply and childcare for British mothers in two-parent families : a structural approach", *IZA discussion paper*.
- Powell L. M. (1997), "The impact of child care costs on the labour supply of married women", *Canadian Journal of Economics*, vol. 30, n°3: 577-594.
- Powell L. M. (1998), "Part-time versus full-time work and child care costs: evidence for married mothers, *Applied Economics*, vol. 30, n°4:503-511.
- Presser H. (1988), "Shift work and child care among dual-earner American parents", *Journal of Marriage and the Family*, 50: 133-148.
- Ribar (1992), "Child care and the labor supply of married women: reduced form evidence, *The Journal of Human Resources*, vol. 27, n°1:134-165.