

DOSSIERS solidarité et *santé*

Le coût des services de garde les effets sur l'offre de travail des mères et sur leur recours aux services de garde

N° 1
2007



Partant de l'idée que le coût de la garde est une barrière financière majeure au travail des mères de jeunes enfants, les études économiques des modes de conciliation entre vie professionnelle et vie familiale se focalisent sur le rôle de ces coûts, non seulement dans le choix du mode de garde mais aussi dans le choix d'activité des mères.

Cet article présente une synthèse de cette abondante littérature. Alors même que l'analyse est en général réalisée à partir du modèle de choix d'activité de la mère dans lequel l'arbitrage est formulé en fonction des variables de coût, il ressort que plus la prise en compte des modes de garde est précise, plus l'impact du coût de la garde sur l'offre de travail des mères est faible.

Corinne PERRAUDIN* et Muriel PUCCI**

* CEE et SAMOS-MATISSE-CES Université Paris 1

** MATISSE-CES Université Paris 1

Direction de la recherche, des études, de l'évaluation et des statistiques (DREES)

Ministère du Travail, des Relations sociales et de la Solidarité

Ministère de la Santé, de la Jeunesse et des Sports

Ministère du Budget, des Comptes publics et de la Fonction publique

Nous remercions Sylvie Le Minez pour ses remarques constructives.

La forte augmentation de l'offre de travail (participation et heures de travail) des femmes dans les dernières décennies, et notamment des mères d'enfants d'âge préscolaire, soulève pour les familles le problème de concilier la vie familiale et la vie professionnelle¹. En effet, les décisions concernant l'activité des mères et le choix du mode de garde sont fortement liées puisque le fait que la mère travaille conduit au besoin de recourir à un service de garde pour les jeunes enfants du ménage. Ce mode de garde peut être tout simplement un autre membre de la famille mais aussi un service de garde extérieur tel que la crèche, une assistante maternelle, une garde à domicile ou un autre service collectif ou individuel.

L'un des objectifs de la politique en direction de la petite enfance est de favoriser cette conciliation, soit en permettant aux mères de demeurer actives, grâce au développement des structures d'accueil des jeunes enfants et à la prise en charge partielle des frais de garde, soit en offrant la possibilité à celles-ci, ou à leur conjoint, de réduire ou interrompre momentanément leur activité en compensant financièrement une partie de la perte de revenu occasionnée².

Cet article présente une revue de la littérature économique sur les modes de conciliation entre vie professionnelle et vie familiale, et plus particulièrement sur l'influence du coût des services de garde sur l'offre de travail des mères et sur les modes de garde choisis. En effet, depuis les travaux de Becker (1965) et de Heckman (1974), les études économiques portant sur l'offre de travail des femmes (partant du fait que le coût de la garde est une barrière financière majeure au travail des mères ayant de jeunes enfants) se focalisent sur le rôle de ces coûts, non seulement sur le choix du mode de garde, mais aussi sur le choix de participation au marché du travail des mères de jeunes enfants. Dans ce cadre, les politiques d'aides à la garde ne sont pas évaluées tant sur leurs conséquences en termes de redistribution que sur leurs effets sur l'emploi des mères. En effet, l'argument est que les aides à la garde réduisant le coût lié au travail, et l'éligibilité à ces aides nécessitant souvent que les parents travaillent, les politiques d'aides à la garde sont généralement évaluées comme des politiques d'emploi

et comparées à celles-ci. Dans les modèles retenus, la mère est l'agent principal sur qui repose l'arbitrage entre travail et garde des enfants. Ainsi, l'analyse économique des politiques d'aides à la garde des jeunes enfants est-elle en général réalisée à partir du modèle de choix d'activité de la mère (modèle d'offre de travail décrit pour la mère), dans lequel l'arbitrage est formulé en fonction des variables de coût (salaire et dépenses de garde).

Ainsi, depuis la fin des années 80, une abondante littérature empirique s'est développée, notamment aux États-Unis³, cherchant à estimer le modèle de participation en y intégrant une variable représentant les dépenses de services de garde afin d'évaluer l'importance du rôle du coût de la garde des jeunes enfants sur l'offre de travail des mères, ainsi que sur le choix du mode de garde utilisé. La première section présente le cadre d'analyse théorique sous-jacent aux études présentes dans la littérature économique. La deuxième section expose les méthodes et résultats obtenus dans les études qui s'intéressent uniquement à la participation des mères en fonction du coût de la garde et éventuellement de la possibilité de recours à une garde non onéreuse. La troisième section présente les travaux qui s'intéressent également aux effets du coût des modes de garde sur la qualité des modes de garde et sur le choix du mode de garde adopté par les parents.

Cadre théorique d'analyse de l'offre de travail des mères de jeunes enfants

L'analyse économique de l'impact des aides à la garde de jeunes enfants sur l'offre de travail des mères trouve son origine dans l'idée que ces aides réduisent les dépenses liées à l'emploi des mères et sont donc susceptibles d'augmenter leur taux d'emploi⁴. Heckman (1974), le premier, a tenté d'estimer les effets des aides à la garde de jeunes enfants sur le salaire de réserve des mères, et donc sur leur offre de travail. Il distingue l'impact de ces aides sur la décision de travailler et sur le nombre d'heures offertes par les mères déjà en emploi. Partant de l'idée que les aides aug-

1. Le taux d'activité des femmes (de 15 à 64 ans) est passé de 51,5 en 1975 à 63,4 en 2003 en France et celui des femmes de 25 à 49 ans de 58,6 à 80,7 (Source Insee).

2. Voir Marc (2004) pour une étude des effets de l'allocation parentale d'éducation sur la participation des femmes en France et Marc et Zajdela (2005) pour une analyse comparative des modèles français et suédois.

3. *The Child Care tax Credit* (CCTC) fait l'objet de nombreuses études américaines fondées sur cet *a priori*. Cette prestation est précisément décrite dans Blau (2000).

4. Une partie de la littérature s'intéresse aux effets des coûts des modes de garde sur la décision d'avoir des enfants (littérature sur la fertilité des mères). Ces études ne sont pas mentionnées dans ce travail. Voir par exemple Blau et Robins (1989) et Blau et Robins (1991a) pour la modélisation de la fertilité et le lien avec l'offre de travail des mères.

mentent l'incitation au travail des mères, la plupart des études ultérieures ont eu pour principal objectif d'évaluer l'impact du coût des modes de garde sur l'offre de travail des mères en estimant l'élasticité de l'offre de travail à ce coût. L'effet des aides à la garde sur la participation des mères et sur leur taux d'emploi est alors déduit de la valeur de cette élasticité.

Cette littérature repose sur le modèle d'offre de travail néo-classique standard, adapté à la mère⁵. Dans ce type de modèle, on suppose que c'est la mère qui s'occupe de ses enfants, et que, si elle décide de travailler, elle doit recourir à un service de garde. Ainsi, la mère est l'agent principal du modèle. Ce modèle suppose que l'offre de travail du père ainsi que son revenu sont exogènes. L'idée sous-jacente est que les choix sont séquentiels : le père a formulé ses choix d'activité indépendamment de ceux de la mère, puis cette dernière choisit de travailler ou pas, et de faire garder son enfant ou pas, conditionnellement au statut et au revenu de son conjoint.

Dans le modèle standard d'offre de travail, les comportements d'offre de travail résultent d'un arbitrage (rationnel) entre la consommation de biens, qui augmente la satisfaction mais nécessite un revenu, et le travail qui réduit la satisfaction liée au temps libre mais procure un revenu. La détermination des choix résulte de la maximisation de la satisfaction de l'individu sous une contrainte de budget. Dans ce cadre, une augmentation du salaire a plusieurs effets sur l'offre de travail : d'une part, en augmentant les revenus de l'individu, cela favorise l'augmentation du loisir et donc réduit l'offre de travail (effet revenu), et d'autre part, cela rend le loisir plus onéreux relativement aux biens de consommation et augmente donc l'offre de travail (effet substitution). Il est souvent supposé que l'effet substitution domine l'effet revenu et donc qu'une augmentation du salaire conduit à augmenter l'offre de travail. L'augmentation du salaire a aussi un effet sur la participation : il devient plus probable que le salaire en cours soit supérieur au salaire de réserve (salaire au-delà duquel l'individu décide de travailler), ce qui augmente la participation.

Lorsqu'on s'intéresse plus spécifiquement au cas de mères de jeunes enfants confrontées au problème de la garde, il faut adapter le cadre

néoclassique standard pour tenir compte de cette contrainte. L'adaptation la plus simple consiste à supposer que si la mère choisit de travailler, elle doit recourir aux services de garde pour une durée équivalente à son temps de travail (les délais de transport sont négligés). Si elle choisit de garder elle-même ses enfants, elle doit renoncer au travail (modèle 1.a présenté ci-dessous). Le coût des services de garde pèse alors sur l'arbitrage de la mère en réduisant le revenu net du travail (salaire auquel on retire le coût de garde). Ce modèle prédit alors qu'une aide à la garde a les mêmes effets qualitatifs sur la décision de travailler qu'une augmentation du salaire, c'est-à-dire accroît la participation des mères au marché du travail. Une variante suppose que le coût horaire de la garde dépend de la qualité (en termes de développement de l'enfant) qui est choisie par les familles (modèle 1.b). Dans ce cas, l'effet désincitatif au travail d'une hausse du coût de la garde (à entendre ici par un relèvement de l'échelle des coûts) sera limité car les familles réagiront en partie en optant pour une qualité de garde plus faible. Ces deux modèles, présentés ci-dessous, ne sont pas présentés explicitement dans les articles mais ils servent le plus souvent de fondement théorique implicite aux études empiriques (par exemple Connelly, 1992 ; Kimmel 1995 et 1998 ; Powell 1997 et 1998).

Pour éviter de surestimer les effets du coût des services de garde marchands sur l'offre de travail, certains auteurs ont enrichi le modèle en introduisant la possibilité de recourir à des modes de garde informels (par exemple par le père, ou d'autres membres de la famille) en plus des modes de garde formels ou marchands, et éventuellement de choisir la qualité (et donc le coût) de la garde payante (modèles 2 et 3). Les modes de garde formel et informel diffèrent par leur coût et la qualité de la garde (bien-être et développement de l'enfant) qui leur est associée. Ce choix supplémentaire desserre le lien entre heures de travail et heures de garde payante, ce qui tend à réduire l'élasticité de l'offre de travail au coût de la garde. Dans ce cadre, une aide à la garde va augmenter la probabilité de recourir à une garde formelle (en plus ou pas de la garde informelle), et réduire la probabilité de ne pas travailler pour s'occuper de son enfant ou de travailler et de recourir à une garde informelle.

5. Une partie de la littérature relative à l'étude de l'offre de travail a abandonné le modèle d'offre de travail standard pour des modèles de choix familiaux afin de prendre en compte les interactions entre les décisions du père et de la mère (Chiappori, 1992). Voir par exemple Sofer (2004) pour une revue de la littérature sur ces modèles. Ces modèles n'intègrent cependant pas le coût de la garde dans leur analyse même si dans la prise en compte du travail domestique de la mère, la garde de jeunes enfants est parfois évoquée.

L'objet de cette section est de présenter ces différentes spécifications et leurs prédictions. Les différents modèles présentés ci-dessous sont décrits sous l'hypothèse que les familles n'ont qu'un seul enfant concerné par la garde. Les extensions à plusieurs enfants sont aisées mais alourdiraient la présentation.

Le modèle de référence : arbitrage entre travail et garde d'enfant

La version la plus simple d'un modèle d'offre de travail intégrant la garde d'enfant peut être décrit comme suit :

- la satisfaction de la mère est décrite par une fonction d'utilité donnée par $U(C, \ell)$ croissant avec le niveau de consommation, C , et avec le temps libre (ou temps de loisir), ℓ ;
- le temps de garde par la mère est assimilé à du temps libre par opposition au temps de travail, et la mère ne peut pas s'occuper de son enfant en travaillant : soit elle travaille et elle doit recourir à un service de garde payant pour son enfant pendant qu'elle travaille, soit elle ne travaille pas et elle garde son enfant ;
- on suppose qu'il n'y a pas de coût fixe lié au fait de travailler (habillement, transport...) ;
- les modes de garde onéreux sont homogènes en qualité, et cette qualité est exogène, de même que la qualité de la garde par la mère et le coût horaire de la garde onéreuse.

On note w le taux de salaire horaire et p le coût par heure de garde par enfant et on normalise à 1 le temps total disponible de la mère. Le temps disponible de la mère est donc réparti entre les heures de travail h et son temps de « loisir-garde d'enfant » : $h + \ell = 1$

La contrainte budgétaire de la mère s'écrit :

$$C = y + (w - p)h$$

Soit encore :

$$C + (w - p)\ell = y + (w - p)$$

où y désigne le revenu non salarial de la mère qui inclut notamment le revenu du père. Il apparaît que les frais de garde réduisent le revenu net du travail, c'est-à-dire le coût d'opportunité du temps libre. Le membre de droite de cette égalité représente un revenu maximum potentiel : si la totalité du temps disponible de la mère était consacrée au travail, son

revenu salarial net serait $w - p$ auquel s'ajouteraient ses revenus non salariaux. Le membre de gauche fait alors apparaître le temps de loisir comme un bien consommé : chaque heure de loisir étant une heure en moins de travail, elle a un coût d'opportunité égal au salaire net du coût de la garde.

Le modèle de choix de la mère est décrit par le programme ci-dessous :

$$\text{Modèle 1a: } \begin{cases} \max_{C, h} U = U(C, \ell) \\ C = y + (w - p)h \\ h + \ell = 1 \end{cases}$$

car par hypothèse, la durée de garde onéreuse est équivalente au temps de loisir de la mère.

Dans ce modèle, la qualité de la garde par la mère, relativement à une garde formelle, n'apparaît pas explicitement mais est tout de même un déterminant important de l'offre de travail. La qualité relative de la garde par la mère est implicitement une composante de la fonction d'utilité : la satisfaction liée au temps de loisir (qui comprend le temps de garde de l'enfant) est plus importante pour les mères qui offrent une qualité de garde relativement élevée. Par exemple, une mère qui se considère peu apte à garder son enfant aura une utilité du loisir faible, et sera davantage incitée à travailler et à payer pour un service de garde d'enfant.

Le salaire de réserve définit le niveau minimal de salaire au-delà duquel la mère désire travailler, compte tenu du coût de garde que le travail engendre. Dans ce modèle simple, il est défini par :

$$w_R = p + \left. \frac{\partial C}{\partial \ell} \right|_{\substack{U=\bar{U} \\ h=0}} = p + \frac{U_\ell(y, 1)}{U_C(y, 1)}$$

Pour que la mère souhaite travailler, le salaire doit couvrir les frais de garde et permettre une consommation couvrant la désutilité liée à la perte de temps libre. Ainsi, une augmentation de p rend plus probable le fait d'avoir un salaire inférieur au salaire de réserve, ce qui réduit la participation des mères.

Si la mère choisit de travailler et de faire garder son enfant, son offre de travail sera implicitement définie par :

$$\frac{U_\ell(y + (w - p)h^*, 1 - h^*)}{U_C(y + (w - p)h^*, 1 - h^*)} = w - p$$

L'effet d'une augmentation de p (et donc d'une diminution de $w-p$) sur le nombre d'heures de travail est indéterminé puisque l'effet substitution est négatif (on travaille moins si on gagne moins), et l'effet revenu est positif (on consomme moins de loisirs et de biens de consommation puisque le revenu net a diminué, donc on travaille davantage). Mais les économistes supposent traditionnellement que l'effet de substitution l'emporte, c'est-à-dire que l'offre de travail en heures est une fonction croissante du salaire, et décroissante du coût horaire de la garde.

Une subvention linéaire par heure de garde augmenterait le revenu net du travail, ce qui provoquerait une hausse de la participation et aurait un impact indéterminé sur le nombre d'heures de travail offertes par les actives. Cependant, les aides ne sont généralement pas linéaires. Pour certaines aides, le taux de subvention diminue quand le salaire augmente et il y a souvent une condition de revenu pour pouvoir en bénéficier. Cela ne change pas le fait que les aides augmentent l'incitation au travail, mais le modèle prédit alors que certaines mères seront incitées à travailler juste ce qu'il faut pour bénéficier de l'aide.

Une extension de ce modèle de base peut être réalisée de manière assez simple pour rendre compte du fait que la hausse du coût de la garde peut avoir un effet moindre sur la participation si les familles compensent cette hausse générale des tarifs en optant pour une baisse de la qualité et du coût de la garde.

Variante avec choix de la qualité de la garde

Blau et Robins (1988) ainsi que Connelly (1992) supposent que le coût horaire de la garde non maternelle dépend de la qualité qui est choisie par la famille.

La satisfaction de la mère dépend alors non seulement de sa consommation et de son temps libre, mais aussi de la qualité horaire moyenne du service de garde, α , qui conditionne le développement et le bien-être de l'enfant. Plus précisément, on suppose qu'il existe un *continuum* de qualités de garde payante, et que le coût horaire de la garde croît avec sa qualité : en choisissant une moindre qualité, la famille peut donc réduire le coût horaire de la garde. En par-

ticulier, on peut envisager une garde gratuite dont la qualité est normalisée à zéro, et qui correspond aux situations où l'enfant est livré à lui-même (ou encore gardé par un enfant plus âgé ou un grand-parent par exemple).

Si l'on suppose que la mère consacre tout son temps non travaillé à la garde, et que lorsqu'elle travaille, il n'y a pas d'alternative à la garde payante, la durée de la garde onéreuse, g , est simplement égale au temps de travail de la mère et le modèle s'écrit :

$$\text{Modèle 1b : } \begin{cases} \max_{C, h, \alpha} U = U(C, Q, \ell) \\ Q = Q(\ell, \alpha \times g) \\ C = y + wh - p(\alpha)g \\ h + \ell = 1 \text{ et } g = h \\ \alpha \geq 0 ; p(0) = 0 \text{ et } p'(\cdot) > 0 \end{cases}$$

La fonction de qualité Q dépend du nombre d'heures de garde par la mère (ℓ) et par un service extérieur (g) et de la qualité relative du service payant (α).

Lorsque la mère travaille et utilise un service de garde payant, la qualité de garde choisie est celle qui égalise la perte d'utilité due à la baisse de la consommation suite à l'augmentation du coût de la garde et le gain d'utilité lié à l'amélioration de la qualité de la garde :

$$p'(\alpha^*)U_c = U_q \times Q_g(1 - h^*, \alpha^* h^*)$$

Une hausse du niveau général des coûts de garde réduit la consommation à revenu et qualité moyenne (α) donnés. Sous l'hypothèse habituelle de convexité des préférences, cela réduit l'utilité marginale de la qualité relativement à celle de la consommation (taux marginal de substitution qualité-consommation) et incite la mère à réduire la qualité de la garde.

La famille opte pour une garde gratuite, de qualité nulle, si le coût marginal du recours à la garde onéreuse excède l'impact du gain en qualité de garde sur l'utilité :

$$p'(0) > \frac{U_q(y + wh^*, Q(1 - h^*, 0), 1 - h^*)}{U_c(y + wh^*, Q(1 - h^*, 0), 1 - h^*)} \times Q_g(1 - h^*, 0)$$

Le recours sera donc plus probable lorsque la qualité de la garde gratuite est particulièrement élevée (frère ou sœur plus âgé(e), voire grand parent).

Le salaire de réserve qui découle de ce modèle s'écrit :

$$w_R = p(\alpha^*) + \frac{U_\ell}{U_c} \Big|_{h=0} + (1 - \alpha^*)p'(\alpha^*)$$

$$\text{avec } \alpha^* \text{ tel que } p'(\alpha^*) = \frac{U_Q}{U_c} \Big|_{h=0} \times Q_g(1,0)$$

Par hypothèse, le prix horaire du service de garde augmente avec la qualité choisie ($p' > 0$). La possibilité de choix de la qualité tend donc à réduire le salaire de réserve (et à augmenter la participation) dès lors que la garde marchande est de meilleure qualité que la garde par la mère.

Connelly (1992) se distingue de ce cadre simplifié, et de la plupart des autres études, en supposant que le temps de loisir de la mère est distinct du temps qu'elle consacre à la garde de son ou ses enfants : $h + \ell + e = 1$, où ℓ désigne un temps de loisir hors garde d'enfant et e désigne le temps consacré aux enfants. Selon elle, seul le temps de loisir ainsi défini entre directement dans la fonction d'utilité, le temps de garde intervenant indirectement comme composante de la qualité globale de la garde : $U = U[C, Q(e, \alpha g), \ell]$. Cette hypothèse concernant la répartition du temps de la mère permet de définir le salaire de réserve comme dans un modèle standard d'offre de travail, par le taux marginal de substitution (TMS) entre consommation et loisir lorsque $h = 0$. Cependant, le coût de garde peut influencer le choix du temps de loisir puisque même les mères inactives peuvent arbitrer entre garder leur enfant et payer pour un service de garde. Lorsque la mère travaille, son offre de travail est simplement déterminée par l'égalité entre ce TMS et le salaire, et le choix de la répartition du temps libre entre loisirs et garde égalise le salaire réel au gain marginal de la garde par la mère relativement à la garde payante (économie du coût de garde et gain ou perte en utilité).

Blau (2000) explore les prédictions théoriques de ce type de modèles en termes d'effets d'une aide à la garde onéreuse, en supposant que le prix d'une heure de garde augmente avec la qualité selon la relation suivante : $p = a + b\alpha$ où a et $b > 0$ sont des paramètres déterminés par le marché et par la combinaison des modes de garde.

La plupart des subventions à la garde aux États-Unis peuvent être interprétées comme affectant a mais pas b , car elles sont indépendantes de la qualité. Cependant, en France, les aides étant distinctes pour les services de garde en crèches, par une assistante maternelle et à domicile, on pourrait éventuellement considérer qu'elles affectent aussi le paramètre b .

Une aide qui réduit a ou b augmente la participation puisqu'elle réduit le coût de la garde quand la mère travaille, et n'a pas d'effet quand la mère ne travaille pas. Mais on peut s'attendre aussi à ce que cette aide conduise à augmenter le niveau de qualité demandée conditionnellement au fait d'être employé, ce qui peut conduire à augmenter le prix d'une heure de garde. Blau (2000) montre qu'une aide qui n'affecterait que a (indépendante de la qualité) aurait en général (pour des valeurs plausibles des élasticités) un effet positif plus grand sur l'emploi qu'une aide qui n'affecterait que b (qualité), mais un effet plus faible sur le niveau de qualité demandée.

L'inconvénient de ce modèle simple est qu'il conduit à surestimer l'impact des aides à la garde sur l'offre de travail. En effet, de nombreuses familles ont accès à une garde informelle, de moindre coût voire gratuite, offerte par le conjoint, un grand-parent ou un enfant plus âgé, ou encore un ami ou un voisin. Pour les familles n'utilisant pas de service de garde marchand, les aides à la garde ne doivent avoir aucun impact sur l'offre de travail des mères, et pour celles qui recourent en partie seulement à une garde onéreuse, cet impact doit être limité. Tenant compte de ce phénomène, la plupart des modèles envisagent donc que la garde qui n'est pas assurée par la mère peut l'être soit par un proche ou un autre mode de garde informelle, soit par un service marchand. Au delà de l'effet des aides sur l'offre de travail de la mère, les études s'intéresseront alors également à l'organisation de la garde d'enfants.

Introduction du choix entre garde formelle et informelle

On distingue trois modes de garde : la mère, la garde formelle et la garde informelle⁶.

6. Il est possible de distinguer dans un cadre similaire plusieurs modes de garde formels et/ou informels. Voir par exemple Blau et Hagy (1998).

On suppose là encore que la qualité de la garde, notée Q par la suite, affecte la fonction d'utilité de la mère via son effet sur le développement de l'enfant. La satisfaction de la mère est alors représentée comme précédemment par une fonction d'utilité de la forme $U(C, \ell, Q)$, croissante en chacun de ses arguments. La qualité de la garde dépend de sa répartition entre les différents modes et de la qualité spécifique de chacun des modes. On suppose le plus souvent que la qualité de la garde informelle est plus faible que celle de la garde formelle.

La contrainte budgétaire s'écrit de manière générale :

$$C = y + wh - D \text{ ou encore } C + w\ell = y + w - D$$

où D est la dépense totale pour la garde qui dépend de la combinaison des modes de garde utilisés, du coût de la garde formelle et du coût implicite ou explicite de la garde informelle (coût d'opportunité du salaire d'un enfant plus âgé, chambre prêtée à une jeune fille au pair...).

Partant de ce cadre général, les contraintes posées par les données disponibles, ainsi que les objectifs spécifiques des études, ont donné lieu à plusieurs approches que l'on peut résumer comme suit.

Analyse générale des choix à la fois en terme d'offre de travail et d'heures de garde formelle et informelle (Ribar 1992, Blau et Robins 1988)

En conservant le cadre général, la modélisation la plus naturelle consiste à définir la qualité de la garde en fonction de la durée de chacun des modes et de leur qualité respective comme ci-dessous⁷ :

$$Q = \alpha_I I + \alpha_F F + \alpha_M \ell$$

où I et F désignent les durées de garde informelle et formelle et où le temps de garde par la mère est supposé égal (ou proportionnel) à son temps de loisir ℓ et où α_K est un indicateur de la qualité du mode de garde k .

En notant p le prix de la garde formelle, la contrainte budgétaire s'écrit alors *a priori* :

$$C = y + wh - pF$$

Cependant, comme Ribar (1992) le fait remarquer, sans restriction supplémentaire, un tel

modèle conduirait à une solution dégénérée où la demande de garde informelle tendrait vers l'infini.

Il suggère alors 3 solutions pour autoriser le recours simultané aux deux modes de garde :

- imposer une durée maximale de garde informelle par enfant ;
- imposer une durée maximale de garde informelle pour l'ensemble des enfants ;
- supposer que la garde informelle a un coût implicite pouvant refléter le manque à gagner du membre de la famille qui garde l'enfant, les présents qui pourront être faits en remerciement à la personne qui rend un tel service, l'hébergement d'une jeune fille au pair, mais aussi être un indicateur de la disponibilité de la garde informelle.

Les deux premières solutions étant impossibles à mettre en œuvre empiriquement, faute de données précises sur la disponibilité de la garde informelle⁸, Ribar (1992) retient la troisième hypothèse. En notant s le coût implicite de la garde informelle, il écrit alors la contrainte budgétaire comme suit :

$$c = y + wh - pF - sI$$

Le modèle théorique peut alors être résumé par :

$$\text{Modèle 2 : } \begin{cases} \max_{C, h, F} U = U(C, Q, \ell) \\ Q = \alpha_I I + \alpha_F F + \alpha_M \ell \\ C = y + wh - pF - sI \\ h + \ell = 1 \\ \ell + F + I = 1 \text{ ou } F = h - I \end{cases}$$

Le salaire de réserve, w_R est alors défini par :

$$w_R = \left. \frac{\partial C}{\partial \ell} \right|_{h=0}^{U=\bar{U}} = \frac{U_\ell(y, \alpha_M, 1) + \alpha_M U_Q(y, \alpha_M, 1)}{U_C(y, \alpha_M, 1)}$$

puisque par hypothèse, lorsque la mère ne travaille pas, elle garde seule son enfant.

Le prix maximum de la garde formelle au-delà duquel les familles n'y ont pas recours, p_R , est défini par :

$$p_R = \left. \frac{\partial C}{\partial F} \right|_{F=0}^{U=\bar{U}} = \frac{\alpha_F U_Q(y + wh - sh, \alpha_I h + \alpha_M(1-h), 1-h)}{U_C(y + wh - sh, \alpha_I h + \alpha_M(1-h), 1-h)}$$

car dans ce cas, lorsque la mère travaille, le mode de garde de l'enfant est nécessairement informel.

7. Dans les études empiriques, lorsque plusieurs enfants sont concernés par la garde, on définit une qualité moyenne par enfant, qui affecte l'utilité de la mère, en divisant les durées totales de garde par la mère, formelle ou informelle par le nombre d'enfants concernés. Dans ce cas, c'est bien entendu la durée totale de la garde payante qui entre dans la contrainte budgétaire.

8. Si les bases de données utilisées informent le plus souvent sur la présence dans le ménage d'un conjoint, un grand-parent ou un enfant plus âgé, elles n'indiquent pas toujours leur durée de travail (donc leur temps disponible) et ne disent le plus souvent rien sur les amis ou parents éventuellement disponibles vivant en dehors du ménage.

Ce modèle conduit aux prédictions suivantes :

- la participation augmente (*i. e.* le salaire de réserve diminue) avec la qualité de la garde formelle et informelle mais diminue avec la qualité de la garde par la mère ; un revenu total élevé réduit la probabilité de travailler de la mère ; tout facteur qui accroît les taux marginaux de substitution entre loisirs et consommation ou entre qualité de la garde et consommation réduit la probabilité de participer. Par ailleurs, la hausse du salaire augmente la participation et a un effet ambigu sur le nombre d'heures de travail offertes.
- la probabilité de recours à la garde formelle augmente avec la qualité de ce mode de garde, avec le revenu du ménage, et avec l'utilité marginale de la qualité de la garde relativement à celle de la consommation (taux marginal de substitution entre qualité et consommation) et avec le coût de la garde informelle. À l'inverse, le recours est moins probable si la qualité de la garde informelle, ou de la garde par la mère, est élevée.

Des variables instrumentales caractérisant la qualité de chacun des modes de garde, l'utilité marginale de l'emploi et celle liée à la qualité de la garde peuvent alors être utilisées pour valider empiriquement ce modèle et en déduire l'impact du coût de la garde formelle à la fois sur la participation des mères et sur l'organisation de la garde des enfants. Si l'estimation porte sur une forme structurelle, il est également possible d'étudier l'impact de barèmes complexes d'aide à la garde à la fois sur la participation et sur le nombre d'heures offertes.

Le modèle proposé par Blau et Robins (1988) est assez proche de celui qui est décrit ci-dessus. Il s'en distingue cependant par le fait que la garde informelle est explicitement celle qui est prise en charge par un autre membre du ménage (ou un ami) dont le salaire représente le coût horaire de la garde informelle, et dont le temps de loisir entre dans la fonction d'utilité familiale. Ils désignent par « l'autre » cette personne, qui peut être le père dans l'une des variantes mais est plutôt un grand-parent ou un enfant plus âgé. Une autre différence entre l'approche de Blau et Robins (1988) et celle de Ribar

(1992) concerne la qualité de la garde formelle ou marchande. Comme Connelly (1992), Blau et Robins supposent que le marché offre un *continuum* de modes de garde dont le prix est proportionnel à la qualité. Le ménage doit donc choisir non seulement la durée de la garde payante mais aussi le prix qu'il est prêt à payer en fonction de son exigence de qualité.

En conservant les mêmes notations, leur modèle théorique peut alors être résumé par :

$$\begin{cases} \max_{C, h_M, h_O, \alpha_F} U(C, Q, \ell_M, \ell_O) \\ Q = \alpha_I I + \alpha_F F + \alpha_M \ell_M \\ C = y + w_M h_M + w_O h_O - p(\alpha_F) F \\ h_M + \ell_M = 1 \\ h_O + \ell_O + I = 1 \\ F = h_M - I \end{cases}$$

La famille doit donc choisir le temps de travail de la mère, h_M , et de « l'autre », h_O , ainsi que le temps de garde informelle (par « l'autre »), I , et la qualité de la garde formelle qui, à durée de garde formelle donnée, accroît à la fois la qualité globale de la garde et son coût.

Blau et Robins montrent que ce modèle conduit à 5 types de solutions :

- la mère ne travaille pas et garde son ou ses enfant(s) ;
- la mère et « l'autre » travaillent et se partagent la garde (pas de garde formelle) ;
- la mère travaille, « l'autre » ne travaille pas et garde le(s) enfant(s) ;
- la mère et « l'autre » travaillent et la famille a recours à une garde payante ;
- la mère travaille, « l'autre » ne travaille pas et la garde est en partie payante et en partie fournie par « l'autre ».

Les prédictions de ce modèle sont très proches des précédentes :

- une augmentation du coût de la garde formelle augmente la probabilité des organisations sans garde payante ;
- une augmentation du salaire de la mère, ou une baisse de son revenu non salarial, augmentent la probabilité des organisations dans lesquelles la mère travaille ;
- une augmentation du salaire de « l'autre » augmente la probabilité pour que « l'autre » travaille ;

- une augmentation de la qualité de la garde par la mère (respectivement par « l'autre ») augmente la probabilité pour la mère (respectivement « l'autre ») de garder l'enfant.

L'inconvénient de ce type d'approche est qu'elle ne permet pas de tenir compte d'une garde informelle réellement gratuite, c'est-à-dire qui n'engendre ni coût indirect, ni coût d'opportunité. Ceci n'est pas trop contraignant lorsqu'on se limite à l'estimation de formes réduites, ce qui est le cas de Ribar (1992) car ce n'est alors pas nécessaire de mesurer le coût implicite de la garde. Blau et Robins (1988) quant à eux estiment seulement un Logit multinomial sur les cinq organisations exhibées théoriquement sans estimer ni le nombre d'heures de travail, ni les durées de garde par chacun des modes. Dans les deux cas, il n'est donc pas gênant d'envisager, pour l'analyse empirique, en plus de la garde informelle payante ou de la garde par « l'autre », un autre mode de garde réellement gratuit plus ou moins disponible selon les familles.

Mais si l'on veut estimer une forme structurale pour pouvoir évaluer l'impact de barèmes complexes, il est nécessaire de renoncer à cette approche qui ne permettrait pas de rendre compte des choix de familles où la mère travaille et où l'enfant est gardé sans coût bien que les autres membres de la famille travaillent à plein temps.

Les études proposant l'estimation d'une forme structurale du modèle de choix sont basées sur une version simplifiée du modèle présenté ci-dessus, et renoncent en particulier à évaluer la durée de la garde par mode de garde. On peut, pour simplifier, regrouper les alternatives en deux catégories : la première consiste à rendre la garde informelle implicite dans le modèle en cherchant simplement à identifier les conditions dans lesquelles la famille recourt à une garde payante (Ribar 1995) ; la seconde variante restreint l'ensemble des choix en supposant que la famille doit choisir entre garde formelle et informelle sans pouvoir combiner les deux (Michalopoulos, Robins et Garfinkel 1992).

Analyse des choix en termes d'offre de travail et de recours à la garde formelle et/ou informelle (Ribar 1995, Michalopoulos, Robins et Garfinkel 1992)

Ribar (1995) adopte une version simplifiée du modèle de 1992 afin de pouvoir estimer les paramètres de la fonction d'utilité et d'étudier les effets d'aides à la garde telle que le *Child and Dependant Care Credit*, dont le montant dépend notamment du revenu et de l'activité des parents.

Dans ce modèle, la garde onéreuse n'intervient que comme une variable indicatrice F valant 1 si la famille recourt à la garde marchande et 0 sinon. L'impact du recours à la garde payante sur l'indicateur de qualité de la garde dépend de la qualité relative de ce mode de garde par rapport à la garde par la mère et à la garde informelle. Pour simplifier l'analyse, Ribar (1995) suppose qu'il n'existe qu'une seule qualité de garde marchande dont le prix est exogène. Ne pouvant lier le coût de la garde formelle à sa durée, il suppose que la dépense dépend directement du temps de travail de la mère selon une règle connue au moment du choix. Comme nous l'avons indiqué précédemment, la garde informelle est ici traitée de manière implicite. Renonçant à introduire le coût de cette garde dans la contrainte budgétaire, Ribar suppose que le coût lié à ce mode de garde est subjectif ou non pécuniaire et peut être intégré directement dans la fonction d'utilité. Plus précisément, il suppose, en dehors de son impact sur le coût et sur la qualité de la garde, que le recours à un mode de garde formelle plutôt qu'à une garde informelle augmente la satisfaction du ménage.

L'indicateur de recours à la garde formelle entre donc dans la définition de la qualité de la garde, dans la fonction d'utilité et dans la contrainte budgétaire :

$$\text{Modèle 3a : } \begin{cases} \max_{C,h,F} U(C, Q, 1-h, F) \text{ avec } U_F > 0 \\ Q = Q(1-h, F, C) \\ C = y + wh - F \times D(h) \end{cases}$$

où $F = 1$ si la garde non maternelle est formelle et $F = 0$ si elle est informelle, et où la dépense de garde dépend du temps de travail de la mère selon une fonction $D(h)$.

La qualité de la garde dépend du temps de loisir de la mère, du niveau de vie du ménage, mesuré par C , et du recours ou non à une garde onéreuse, et les frais de garde lorsque la famille recourt à une garde marchande ($F = 1$) dépendent simplement du temps de travail de la mère.

Le salaire de réserve est alors déterminé par :

$$w_R = \frac{\partial C}{\partial \ell} \Big|_{\ell=1}^{U=\bar{U}} = \frac{\partial D}{\partial h} \Big|_{h=0} + \frac{U_\ell(y, Q(1,0, y), 1, 0) + Q_\ell U_Q(y, Q(1,0, y), 1, 0)}{U_C(y, Q(1,0, y), 1, 0) + Q_C U_Q(y, Q(1,0, y), 1, 0)}$$

En supposant constante l'utilisation de garde informelle, le salaire de réserve décroît avec l'utilité marginale de la consommation et avec l'influence du niveau de vie du ménage sur la qualité de la garde. Il augmente avec le coût marginal de la garde formelle, l'utilité marginale du loisir de la mère, et la contribution de la garde maternelle à la qualité de la garde.

Le prix de réserve de la garde ne peut pas être déterminé ici puisque le coût unitaire de la garde formelle n'est pas explicité dans le modèle. Mais il est possible de définir de manière implicite, pour chaque durée de travail de la mère, une « dépense de réserve » pour le recours à la garde formelle $D^*(h)$:

$$U(wh + y - D^*(h), Q(1-h, 1, wh + y - D^*(h)), 1-h, 1) = U(wh + y, Q(1-h, 0, wh + y), 1-h, 0)$$

La probabilité de recours à la garde payante augmente avec le coût subjectif de la garde informelle (mesurée ici par U_F) et avec la qualité relative de la garde formelle (mesurée par Q_F). Elle diminue si les familles ont une préférence pour la consommation élevée ou si le niveau de vie du ménage influence fortement la qualité de la garde.

Michalopoulos, Robins et Garfinkel (1992) adoptent une formalisation alternative qui restreint les choix des familles à l'utilisation exclusive de la garde formelle ou de la garde informelle. Comme Blau et Robins (1988), ils supposent que le marché propose un *continuum* de services de garde dont le coût est proportionnel à la qualité : le prix π représente alors un prix par unité de qualité, supposé exogène et donné, le coût horaire de la garde pour une qualité choisie α_F est défini par $p = \pi \times \alpha_F$. En conservant les mêmes notations, leur modèle peut être décrit comme suit :

$$\text{Modèle 3b: } \begin{cases} \max_{C, h, F, \alpha_F} U(C, Q, 1-h) \\ Q = \alpha_M \times (1-h) + [F\alpha_F + (1-F)\alpha_I] \times h \\ C = y + wh - F \times \pi \alpha_F h \end{cases}$$

où $F = 1$ si la garde non maternelle est formelle et $F = 0$ si elle est informelle.

Le choix de la mère porte d'une part sur la décision de travailler et le nombre d'heures de travail, et d'autre part sur le choix du mode de garde lorsqu'elle travaille : soit une garde informelle de qualité α_I exogène, soit une garde formelle dont la qualité est choisie et dépend du prix que la famille est prête à payer pour ce service. Pour compléter la présentation de leur analyse, il reste à préciser que Michalopoulos *et alii* supposent qu'il y a un minimum requis de consommation et de qualité de la garde. Ils définissent alors un revenu net correspondant au pouvoir d'achat restant après l'achat de la consommation de survie et l'obtention du niveau minimal de qualité sur toute la durée de la garde (soit une unité de temps), sachant qu'une partie de cette qualité est obtenue lors de la garde par la mère.

$$U = \beta_1(C - C_0) + \beta_2(1-h) + \beta_3(Q - Q_0)$$

$$R_{net} = y + wh - C_0 - p(Q_0 - \alpha_M)$$

Au delà des prédictions concernant l'offre de travail de la mère et le recours à la garde payante, similaires à celles des modèles présentés ci-dessus, l'approche de Michalopoulos *et alii* fournit des prédictions concernant la qualité de la garde onéreuse choisie par les familles :

- la qualité de la garde formelle choisie par la famille augmente avec le revenu net de la famille ;
- l'impact de la qualité de la garde par la mère sur la qualité de la garde onéreuse qui est choisie est ambigu puisque une valeur élevée de α_M réduit le coût de l'acquisition de la qualité minimale. Si l'utilité marginale de la qualité, β_3 , est faible (respectivement élevée), les familles consacrent une faible part (respectivement forte) de leur revenu à la qualité de la garde formelle et une hausse de la qualité par la mère tend à réduire (respectivement accroître) la qualité de la garde formelle.

Les études empiriques évaluant l'impact du coût de la garde sur l'offre de travail des mères et/ou sur les choix des modes de garde pren-

nent comme référence théorique l'un des modèles ci-dessus. Nous présentons dans la section suivante les études centrées sur l'évaluation de l'élasticité de l'offre de travail des mères au coût de la garde marchande. La section 3 sera consacrée aux estimations des déterminants du choix du mode de garde où, le plus souvent, l'offre de travail des mères est prise comme donnée.

Estimations de l'influence du coût de la garde sur la participation des mères

Une abondante littérature s'est intéressée à estimer les effets du coût de la garde sur l'offre de travail des mères. Elle se différencie par les sources de données et les populations étudiées : certaines études se limitent aux femmes mariées, d'autres, aux mères vivant seules, d'autres encore s'intéressent plus spécifiquement aux choix d'offre de travail des mères à bas revenus. L'âge des enfants à garder qui est retenu diffère également entre les études : certaines retiennent tous les enfants de moins de 6 ans, d'autres vont jusqu'à 13 ans. Ensuite, les études se distinguent sur la manière de mesurer le coût de la garde, ainsi que sur l'ensemble des variables retenues pour expliquer les choix. Enfin, les études présentées ici diffèrent aussi et surtout quant à la spécification retenue pour le modèle de participation.

La plupart des études empiriques portant sur la participation des mères cherchent simplement à estimer la forme réduite d'un modèle d'offre de travail en incluant, en plus des caractéristiques de la mère et de son salaire, une variable décrivant le coût du ou des modes de garde, afin d'évaluer ensuite l'élasticité de l'offre de travail à ce coût. L'estimation de formes réduites ne permet pas de mesurer directement les effets des aides à la garde (qui peuvent être attribuées sous condition de ressources et dont le barème est le plus souvent non linéaire), mais l'impact qualitatif des aides sur la participation peut être déduit de l'estimation de l'élasticité de l'offre de travail au coût net des aides. D'autres études, plus ambitieuses, cherchent à estimer de manière plus précise

l'impact des aides sur la participation en tenant compte du choix du ou des modes de garde. Certains de ces travaux reposent sur l'estimation de formes réduites d'équations d'offre de travail et de recours à chaque mode de garde. L'impact des aides ne peut toujours pas être déterminé directement mais l'élasticité de l'offre de travail au coût net de la garde onéreuse tient compte de la possibilité qu'ont certaines familles de lui substituer un mode de garde gratuit ou de moindre coût. Enfin, les études les plus ambitieuses proposent l'estimation de modèles structurels qui permettent d'évaluer l'effet de différents programmes d'aides sur les choix des familles.

Modèle empirique de participation : du modèle dichotomique...

Le modèle 1.a présenté dans la section précédente a servi de fondement théorique à diverses estimations de modèles de participation. La forme réduite est alors un modèle dichotomique de choix discrets de type Probit. Ce modèle intègre, en plus des variables explicatives X_{1i} relatives aux caractéristiques individuelles de la mère (et du ménage) i (comme les revenus non salariaux de la mère y , son âge, son niveau d'éducation, la composition de la famille, le nombre d'enfants par tranche d'âge, des variables géographiques), le salaire w_i ainsi que le coût du mode de garde p_i . Il peut être résumé comme suit :

$$h_i = \begin{cases} 1 & (\text{participe}) \text{ si } h_i^* > 0 \\ 0 & (\text{ne participe pas}) \text{ sinon} \end{cases}$$

$$\text{avec } h_i^* = \psi_w \hat{w}_i + \psi_p \hat{p}_i + \psi X_{1i} + \varepsilon_i$$

$$\text{avec } \begin{cases} \hat{w}_i = \begin{cases} w_i & \text{observé si la personne travaille} \\ w_i & \text{estimé sinon} \end{cases} \\ \hat{p}_i = \begin{cases} p_i & \text{observé si la personne} \\ & \text{recourt à une garde payante} \\ p_i & \text{estimé sinon} \end{cases} \end{cases}$$

Un tel modèle suppose que la mère décide de participer lorsque son utilité (sa satisfaction) quand elle travaille et qu'elle fait garder son enfant est supérieure à son utilité quand elle ne travaille pas et qu'elle garde elle-même son enfant.

L'objectif est d'estimer ce modèle afin d'évaluer l'impact du coût de la garde p_i sur la probabilité de travailler $P(E) = P(h = 1) = P(w_i, p; X_{1j})$, ce qui permet d'obtenir l'élasticité de l'offre de travail au coût.

Cependant, le salaire et le coût de la garde ne sont pas observés pour toutes les femmes : celles qui ne travaillent pas n'ont pas de salaire et celles qui gardent elles-mêmes leur enfant ne supportent aucun coût de garde. Il est donc nécessaire d'estimer le coût et le salaire (dits prévus ou potentiels) quand ils ne sont pas observés. Le plus souvent, les équations de salaire et de coût de garde sont estimées indépendamment du Probit principal, en tenant compte toutefois des biais de sélection liés au fait que le salaire est observé uniquement pour les mères qui travaillent, et le coût de garde uniquement pour celles qui recourent à un service de garde payant (méthode de Heckman en deux étapes). De rares études estiment simultanément le modèle de choix, le salaire et le coût de garde.

Dans la méthode en deux étapes, le salaire pour toutes les mères est déduit d'une équation de salaire, estimée sur l'échantillon des femmes qui travaillent :

$$w_i = f(X_{i2}) + \varepsilon_{iw}$$

où X_2 est un vecteur de déterminants du salaire (comme l'âge, le niveau d'éducation, le statut marital, le nombre d'enfants, des variables régionales et parfois le taux de chômage de la région) et ε_w une erreur liée à la mesure du salaire.

Cette équation doit être corrigée d'un éventuel biais de sélection lié au fait qu'on observe un salaire que pour les femmes qui travaillent. En effet, ces femmes peuvent avoir des caractéristiques spécifiques différentes de celles qui ne travaillent pas, ce qui entraîne un risque de surestimation du salaire prédit des femmes sans emploi si la raison du non emploi est justement un salaire potentiel faible. On ne peut donc se permettre d'estimer le salaire que sur la population des femmes en emploi. Cette correction consiste à estimer un modèle (réduit) de participation⁹ sur l'ensemble des mères, qui travaillent et qui ne travaillent pas, et d'en déduire une variable, appelé ratio de Mills, qui prend en

compte les déterminants du fait de travailler. L'inverse de ce ratio de Mills est ensuite introduit en plus des variables explicatives habituelles de l'équation de salaire (estimée sur l'ensemble des mères qui déclarent avoir un salaire) afin de corriger de l'éventuel biais de sélection. Les paramètres estimés sont alors sans biais. Pour identifier les effets de sélection, il faut qu'il y ait au moins une variable présente dans l'équation de sélection qui soit exclue de l'équation de salaire¹⁰, et pour permettre l'identification globale du modèle, il faut qu'il y ait au moins une variable présente dans X_2 (équation de salaire) qui soit exclue du modèle Probit de participation principal, dit parfois structurel, (qui ne soit pas dans X_1). Une fois les paramètres de l'équation de salaire estimés sans biais, un salaire prévu peut être obtenu pour toutes les femmes, y compris celles qui ne travaillent pas, à l'aide de cette équation tenant compte de l'inverse du ratio de Mills.

En ce qui concerne le coût de la garde¹¹, il faut aussi disposer d'une mesure pour chaque famille, y compris pour celles qui ne recourent pas à un service de garde payant (et donc pour qui on n'observe pas de dépenses). Alors que Blau et Robins (1988) et Gustafsson et Stafford (1992) notamment utilisent une estimation des dépenses de garde dans la zone de résidence qu'ils affectent ensuite aux différentes familles d'une zone, Connelly (1992) propose d'estimer un coût potentiel par famille, sur la base de l'estimation d'une équation de dépenses, comme cela est fait habituellement pour le salaire. Cette démarche sera reprise dans la plupart des études postérieures, mais quelques auteurs recourent plutôt à un indicateur relatif à la réduction d'impôt pour frais de garde (Leibowitz, Klerman et Waite, 1992 ; Michalopoulos, Robins et Garfinkel, 1992) ou à une mesure basée sur des données d'enquête sur les tarifs des services de garde (Fronstin et Wissoker, 1995).

Afin d'obtenir un coût potentiel de garde pour toutes les familles, y compris celles qui ne paient pas pour la garde, la méthode en deux étapes est similaire à celle appliquée pour le salaire : il s'agit d'estimer un modèle Probit décrivant la probabilité de payer pour la garde (sur l'échantillon de toutes les mères), de cal-

9. Parmi les variables explicatives, on trouve souvent le niveau d'éducation, le revenu non salarial, l'âge, l'âge au carré, le nombre d'enfants, la présence d'enfants par tranche d'âge, la présence d'autres adultes dans le ménage, la zone d'habitation, le taux de chômage dans la région, des variables sur l'encadrement dans les services de garde, et des variables sur les aides à la garde.

10. Ce principe n'est pas toujours respecté dans les études, notamment pour Connelly (1992) et Kimmel (1995).

11. Il est généralement mesuré par les dépenses totales de garde (soit pour le mode de garde principal du plus jeune, soit pour les dépenses de garde totales du ménage) rapportées le plus souvent aux heures de travail par la mère (Connelly, 1992, Powell, 1997, Kimmel, 1998, etc) ou éventuellement aux heures de garde payantes par enfant (Connelly et Kimmel, 1999).

culer un ratio de Mills à partir de cette estimation et d'introduire l'inverse de ce ratio de Mills dans l'équation de dépenses de garde (estimée sur les mères pour qui on observe une dépense positive) :

$$p_i = f(X_{i3}) + \varepsilon_{ip}$$

où X_3 est un vecteur de déterminants du prix de la garde¹² (qui peut comprendre le nombre d'enfants par tranches d'âge, les revenus du ménage hormis le salaire de la mère, le statut marital, la zone d'habitation, l'âge de la mère et son niveau d'éducation) et ε_p une erreur liée à la mesure du prix. Le coût de la garde est ensuite imputé pour toutes les mères.

Si l'on suppose, comme dans le modèle 1b, que les familles peuvent arbitrer entre la qualité de la garde et son coût, la forme réduite est également un modèle de participation de type Probit, mais l'équation de dépense de garde doit être estimée après une double correction du biais de sélection. La première correction tient compte du fait que les dépenses ne sont observées que pour des familles où la mère travaille, et la seconde du fait que les dépenses ne sont observées que lorsque la mère qui travaille a choisi une garde onéreuse, c'est-à-dire une qualité de garde positive. Dans ce cas, la méthode en deux étapes consiste à estimer un modèle Probit bivarié, estimant la probabilité de travailler et la probabilité de payer pour la garde, sur l'échantillon de toutes les mères. Cette estimation permet de calculer deux (inverses de) ratios de Mills, qui sont ensuite introduits dans l'équation de dépenses de garde, estimée sur l'échantillon des mères qui travaillent et ont des dépenses positives de garde. Les contraintes d'exclusion de variables doivent être bien entendu respectées, mais il devient encore plus difficile de les choisir.

Les études empiriques anglo-saxonnes retiennent par exemple, parmi les variables communes aux deux équations, l'âge de la mère et l'âge au carré, le niveau d'éducation de la mère, l'origine ethnique de la mère, des variables géographiques, le revenu non salarial, le salaire du mari. Des variables décrivant la présence d'enfants plus âgés sont introduites dans l'équation de participation, mais pas dans l'équation de garde payante, alors que l'âge des enfants, ou la présence

d'autres femmes adultes (grand-mère, tante...), ou le fait que le père travaille à plein temps, expliquent la probabilité de payer pour la garde mais pas la probabilité de travailler.

Dans l'équation de dépenses pour la garde, les auteurs introduisent par exemple le nombre d'enfants par tranche d'âge, la présence d'enfants plus âgés, la présence d'un adulte autre que les parents, la présence d'un adulte non employé, le statut d'immigrant ou la nationalité de la mère, la région d'habitation et parfois les revenus non salariaux du ménage (voir par exemple Connelly, 1992 ; Powell, 1997 et 1998 ; Kimmel, 1995 et 1998).

Afin d'identifier les équations de sélection et de mesure pour les dépenses de garde et pour le salaire, Connelly et Kimmel (1999), par exemple, supposent que le taux de chômage dans l'État et le montant moyen estimé des allocations chômage dans l'État corrigé de différences inter-industries affectent les décisions d'emploi et de salaire mais pas le coût de la garde, alors que le taux d'encadrement en accueil collectif et la qualification du personnel encadrant affectent le coût de la garde et le mode de garde choisi mais pas l'activité de la mère (une fois contrôlée du coût du mode de garde). Le fait que la mère soit malade influence la probabilité de payer pour la garde mais n'influence pas son coût. Une restriction que l'on retrouve souvent est d'introduire le nombre d'enfants par tranche d'âge pour expliquer la probabilité de payer pour la garde et une indicatrice de la présence d'enfants par tranche d'âge pour expliquer le coût de garde.

Connelly (1992) soulève un autre problème : celui de l'éventuelle endogénéité de la décision de faire des enfants (fertilité) si les jeunes femmes décident simultanément du nombre d'enfants et du moment de la naissance et du fait de participer ou pas sur le marché du travail. Elle considère que l'on doit tester si la variable mesurant le nombre de jeunes enfants (de moins de 2 ou 3 ans) peut être supposée exogène dans l'équation de participation¹³. Alors que Connelly (1992) conclut que l'exogénéité de la décision de fertilité doit être rejetée, Powell (1997) ne peut rejeter cette hypothèse.

12. Le salaire de la mère (observé ou prédit) n'est en général pas intégré dans l'équation de coût de la garde car l'objectif est d'estimer les effets du salaire et du coût de la garde sur les choix des mères. Toutefois, on remarque que certaines variables habituelles des équations de salaire sont présentes dans l'équation de coût.

13. Elle préconise de mener un test de Hausman, qui consiste à tester la significativité du résidu d'un modèle Probit ordonné sur le nombre d'enfants de 0 à 2 ans dans l'équation de participation. Dans son étude, cette variable s'avère être significative, ce qui signifie que son exogénéité ne peut être acceptée.

... au modèle polytomique tenant compte de la garde informelle

Les études présentées dans la partie précédente, en recourant à un modèle dichotomique de type Probit pour modéliser la participation au marché du travail, traitent implicitement le mode de garde payant comme s'il constituait la meilleure option ou la seule option possible pour toutes les mères. Cependant, il se peut qu'un mode de garde non payant (ou informel) soit une option envisageable et non rare pour certaines mères. Dans ce cas, il faut en tenir compte et le modèle dichotomique de type Probit n'est plus une représentation satisfaisante des choix de la mère. Il conduit notamment à des estimations biaisées de l'influence du coût des services de garde sur l'offre de travail des mères. Il faut alors plutôt supposer que la mère a le choix entre ne pas travailler et garder son enfant, travailler et faire garder son enfant par un service onéreux ou travailler et faire garder son enfant par un parent ou un autre mode de garde informel. Pour mesurer l'impact du coût de la garde sur l'offre de travail, les études comparent dans ce cas toutes ces situations, ce qui impose d'utiliser une modélisation polytomique.

La forme réduite du modèle de participation en présence de garde informelle

Si on suppose que la qualité totale de la garde dépend de la qualité de la garde par la mère, de la garde informelle et de la garde formelle (seule qualité endogène), ainsi que de caractéristiques (familiales et d'environnement) résumées par un vecteur de variables X_4 :

$$\alpha = \alpha(\alpha_M, \alpha_F, \alpha_I; X_4)$$

et que les caractéristiques individuelles influençant les choix d'activité et de garde sont représentées par le vecteur X_1 , les différents choix de la mère peuvent être résumés de la manière suivante :

Les erreurs ε_i représentent les caractéristiques des choix non observables et sont ajoutées de manière additive pour simplifier.

L'effet de p sur la probabilité de travailler $P(E)$ est calculé à partir de $\partial [1 - P(1)] / \partial p$ où $P(1)$ est la probabilité de choisir l'option 1 (ne pas travailler). La manière correcte d'estimer cette probabilité est de recourir à un modèle de choix multinomial et d'estimer comme :

$$P(1) = \Pr(V_1 > V_2, V_1 > V_3, V_1 > V_4)$$

L'estimation de la probabilité de travailler à l'aide d'un modèle de choix dichotomique ne permettrait pas de distinguer les choix 2, 3 et 4.

On obtient alors :

$$P(E) = P(\alpha_M, w, p, \alpha_I; X_1, X_4; \varepsilon_i)$$

Ayant supposé que seule la qualité de la garde formelle est endogène et que son coût augmente avec sa qualité autour d'un coût moyen exogène, la demande de qualité pour ce service de garde est alors :

$$\alpha_F = \alpha_F(\alpha_M, w, p, \alpha_I; X_1, X_4)$$

Si on suppose que les prix de la garde formelle sont décrits par :

$$p = a + b\alpha_F + f(X_3) + \varepsilon_p$$

où X_3 est un vecteur de déterminants du prix autres que la qualité¹⁴ et ε_p est une erreur liée à la mesure du prix. En substituant la fonction de demande de qualité pour la garde formelle dans cette équation de prix, on obtient :

$$p = p(\alpha_M, w, \alpha_I, a, b; X_1, X_3, X_4) + \varepsilon_p^*$$

où ε_p^* est une combinaison de ε_p et des ε_i .

En comparant cette équation à l'équation d'emploi $P(E)$, on remarque qu'il n'existe aucune restriction théorique permettant d'identifier l'effet du prix dans l'équation d'emploi. Il faut que X_3 contienne au moins une variable qui ne soit pas dans X_1 et X_4 ou que a et b varient selon les mères et puissent être observés. Certains auteurs utilisent les salaires moyens des travailleurs dans les services de garde, ou d'autres variables qui varient selon la localisation géographique.

14. Le vecteur X_3 peut comprendre, en plus des variables décrites précédemment, comme le nombre d'enfants par tranches d'âge, les revenus du ménage hormis le salaire de la mère, le statut marital, la zone d'habitation, l'âge de la mère et son niveau d'éducation, des variables comme la présence d'enfants plus âgés dans le ménage, la présence d'un autre adulte que la mère dans le ménage.

Choix	Mère travaille	Garde formelle	Garde informelle	Utilité indirecte
1	non	non	non	$V_1(\alpha_M; X_1, X_4) + \varepsilon_1$
2	oui	oui	non	$V_2(\alpha_M, w, p; X_1, X_4) + \varepsilon_2$
3	oui	non	oui	$V_3(\alpha_M, w, \alpha_I; X_1, X_4) + \varepsilon_3$
4	oui	oui	oui	$V_4(\alpha_M, w, p, \alpha_I; X_1, X_4) + \varepsilon_4$

Modèle structurel de participation

Un certain nombre d'études a cherché à estimer directement un modèle structurel sans passer par une forme réduite d'un modèle de participation¹⁵. L'avantage d'estimer un modèle structurel est de pouvoir simuler l'effet des taxes et des aides, plutôt que de le déduire de l'estimation de l'élasticité de l'offre de travail ou de celle du choix d'un mode de garde au coût de la garde. En effet, dans ce type de modèles réduits, on n'est pas assuré que le paramètre estimé ne mesure que l'effet recherché. Mais, il reste difficile de spécifier l'équation de dépenses de garde et d'identifier les effets liés à la qualité de la garde.

Ribar (1995) explicite un modèle structurel, qui est estimé comme un modèle de choix multinomial, mais qui permet d'identifier les paramètres structurels de la fonction d'utilité et de l'indice de qualité de la garde. Il utilise pour cela un modèle qui distingue le travail à plein temps avec garde non payante ; le travail à plein temps avec garde payante ; le temps partiel avec garde non payante ; le temps partiel avec garde payante ; le non-emploi (supposé associé à une garde par la mère). Ribar suppose que la garde payante a un effet direct positif sur la satisfaction de la famille, ce qui peut refléter une meilleure qualité que la garde gratuite (voir modèle 3a.). Faute de données sur les durées de garde, il spécifie une équation pour les dépenses totales plutôt que le coût horaire de la garde. Le modèle structurel est estimé conjointement avec les équations de salaire et de coût de garde par la méthode du maximum de vraisemblance (plutôt que la méthode en deux étapes). La distinction entre garde payante et non payante conduit Ribar à montrer que le coût de garde influence le choix du mode de garde mais a très peu d'effet sur l'offre de travail.

Pour le cas de la France, Choné, Le Blanc et Robert-Bobée (2004) s'inspirent de la modélisation et de la méthode adoptée par Ribar (1995). L'étude porte sur le cas des femmes mariées en couple ayant des enfants de moins de 7 ans (données issues des revenus fiscaux de 1997 et de l'enquête Emploi de mars 1998). Les auteurs disposent d'un indicateur résumant la situation en matière d'offre de ser-

vices de garde : le taux d'équipement en structures d'accueil pour les jeunes enfants, qui est égal à la somme du nombre de places en crèches familiales et collectives et du nombre d'enfants gardés par une assistance maternelle agréée rapportée au nombre d'enfants de 1, 2 ou 3 ans dans le département. Ils introduisent les impôts payés moins les transferts sociaux (qui dépendent eux-mêmes des heures de travail, du salaire et des dépenses de garde), ainsi que le fait que tous les ménages ne dépendent pas pour les services de garde.

Pour tenir compte du fait que le recours à une aide extérieure pour la garde des enfants, même s'il ne fait l'objet d'aucune dépense, peut être l'objet de contreparties en temps (ou en argent non déclaré) et sachant que ces dépenses ne sont pas observées, Choné *et alii* supposent comme Ribar (1995) que le recours à une garde extérieure payante intervient dans la fonction d'utilité (via une fonction indicatrice dont l'effet mélange les coûts de la garde informelle et le différentiel de qualité entre garde maternelle et garde formelle). Puisqu'ils ne disposent pas de données sur le coût unitaire et les heures de garde, ils ne peuvent pas estimer une fonction de demande d'heures de garde : ils utilisent alors une relation réduite entre la dépense totale de garde payante (avant avantages fiscaux éventuels) et les heures de travail de la mère. Cette relation est conditionnelle à l'offre locale de services et au salaire du conjoint. Elle est supposée exogène pour les familles qui ne peuvent pas agir sur les dépenses de garde autrement qu'en modifiant l'offre de travail de la mère. Ainsi, 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.

Le modèle est estimé par la méthode du maximum de vraisemblance simulé afin de prendre en compte les éventuelles corrélations entre les erreurs inobservables des équations de décision d'activité et de garde (huit situations possibles), des équations de salaire horaire et de dépenses de garde payante.

Pour évaluer les élasticités de l'offre de travail et du recours à une garde onéreuse par rapport aux dépenses de garde, les auteurs procèdent par simulation. Leurs résultats indiquent qu'une augmentation de 10 % des dépenses de garde

15. Voir aussi Michalopoulos, Robins et Garfinkel (1992), Andren (2003) et Graafland (2000) pour des modèles structurels du même type que ceux présentés dans cette section.

avant déductions fiscales n'affecte quasiment pas la part des femmes salariées mais réduit de 0,7 point la probabilité de recours à une garde payante, ce qui correspond à une élasticité de -0,29. Seulement 6 % des femmes qui cessent de recourir à une garde onéreuse, arrêtent dans le même temps de travailler mais 21 % d'entre elles réduisent leur durée de travail.

Choné *et alii* utilisent leur modèle estimé pour simuler l'impact de variantes de politiques économiques. Par exemple, la suppression de l'allocation parentale d'éducation ferait augmenter le taux de recours à une garde payante de 2 points et le taux d'emploi féminin de 4 points seulement. En revanche, le choix des heures de travail est fortement dépendant des incitations financières : en particulier l'APE inciterait un grand nombre de mères à travailler à 80 % ou à mi-temps.

Résultats sur l'estimation de l'élasticité de l'offre de travail au coût de la garde

Le tableau 1 fournit les valeurs de l'élasticité de l'offre de travail au coût des services de garde obtenues par les différentes études. Les études indiquent presque toujours un effet négatif du coût de la garde sur la participation des mères mais l'ampleur de cet effet est fortement variable d'une étude à l'autre. Les résultats varient entre 0 (pas d'effet significatif) et -1,87. Le choix de la population étudiée ne semble pas expliquer toute la différence entre les résultats obtenus, puisque certaines études portant sur une même population (par exemple les mères célibataires) donnent des résultats très différents. Kimmel (1998) obtient des résultats très différents pour les mères mariées et pour les mères célibataires, mais Anderson et Levine (1999) et Connelly et Kimmel (1999) obtiennent des résultats assez proches pour les deux groupes. Les sources utilisées n'expliquent pas tout non plus, puisque des différences sont obtenues à partir des mêmes sources (Connelly, 1992 ; Ribar, 1992). Il semblerait que les différences puissent tout autant être liées aux méthodes utilisées et aux spécifications retenues qu'à la population étudiée. Selon Blau (2000), qui présente une revue de la littérature sur les effets du coût de la garde sur l'offre de travail,

il semble qu'il ne s'agisse pas tant de différences liées au champ retenu qu'à la méthode utilisée ou encore à la façon de spécifier et de mesurer le coût de la garde (par heure travaillée par la mère ou par temps de garde, à partir des dépenses des familles ou du salaire local moyen des intervenants). Par exemple, Anderson et Levine (1999) montrent que l'élasticité estimée est -0,26 quand le coût de garde est mesuré par la dépense par heure de travail de la mère et de -0,53 quand il correspond à la dépense hebdomadaire. De même, Blau et Hagy (1998) montrent que l'élasticité estimée à partir de coûts individuels prédits est deux fois plus faible que celle qui est obtenue en utilisant une mesure du coût de la garde provenant d'enquêtes auprès des services de garde (données officielles).

Pour étudier la sensibilité des résultats à la méthode utilisée, ainsi qu'à l'échantillon considéré, Anderson et Levine (1999) mènent une étude très complète, en estimant l'élasticité de l'offre de travail au coût dans le cadre de diverses spécifications, puis en distinguant dans leur échantillon tout d'abord les femmes mariées et les femmes célibataires, puis les femmes pauvres et les autres, et surtout les femmes selon trois niveaux d'éducation (niveau inférieur au BAC, BAC, niveau supérieur au BAC). Sur l'échantillon total, ils obtiennent une élasticité de -0,358. L'élasticité estimée n'est pas sensible au fait de corriger le biais de sélection par un Probit univarié plutôt que bivarié (pour rendre compte qu'on observe une dépense de garde que si la mère travaille et qu'elle a choisi un mode de garde payant). En revanche, elle varie selon que le coût de garde est mesuré par le niveau du prix par heure travaillée (-0,257) ou par le niveau du prix hebdomadaire (-0,528). Le choix des variables retenues comme explicatives dans le modèle conduit lui aussi à des différences importantes. En distinguant leur échantillon selon le statut marital, l'âge des enfants ou selon le revenu, ils obtiennent -0,3 pour les femmes mariées et -0,473 pour les femmes célibataires quand les enfants ont moins de 13 ans ; -0,463 pour les femmes mariées et -0,585 pour les femmes célibataires quand les enfants ont moins de 6 ans, -0,186 pour les femmes les plus aisées et -0,375 pour les femmes les plus modestes quand les enfants ont moins de 13 ans. De plus,

TABLEAU 1

Diverses estimations de l'élasticité de l'offre de travail au coût de la garde

	SOURCE	ÉCHANTILLON	MESURE DU COÛT	ÉLASTICITÉ
Modèle Probit de participation				
Connelly (1992)	États-Unis SIPP 1984	Femmes mariées de 21 à 55 ans avec des enfants de moins de 13 ans	Coût individuel estimé (avec double sélection)	-0,2
Ribar (1992)	États-Unis SIPP 1984	Femmes mariées avec enfants de moins de 15 ans	Coût individuel estimé (à partir des dépenses de garde)	-0,74
Leibowitz, Klerman et Waite (1992)	États-Unis NLSY 1979-86	Femmes mariées et femmes célibataires (avec une variable indicatrice) avec au moins un enfant de moins de 6 ans	Mesure indirecte	Pas de valeur
Gustafsson et Stafford (1992)	Suède 1984	Femmes en couple avec un enfant de moins de 7 ans		De -0,872 à -2,68
Kimmel (1995)	États-Unis SIPP 1987-88	Femmes célibataires pauvres avec enfants de moins de 13 ans	Coût individuel estimé (avec double sélection)	-0,346 -1,362 femmes blanches -0,345 femmes noires
Guillot (1996)	France ESEML 1986	Femmes vivant ou non en couple avec au moins un enfant de moins de 11 ans	Coût individuel estimé (avec simple sélection)	Pas de valeur
Averett, Peters et Waldman (1997)	États-Unis NLSY 1986	Femmes mariées avec au moins un enfant de moins de 6 ans	Coût individuel estimé	-0,78
Powell (1997)	Canada Canadian NCCS 1988 + Labour Market Activity Survey 1988	Femmes mariées	Coût individuel estimé (avec double sélection)	-0,38
Kimmel (1998)	États-Unis SIPP 1987-88	Femmes mariées et femmes célibataires de 18 à 55 ans avec enfants de moins de 13 ans	Coût individuel estimé (avec double sélection)	-0,22 célibataires -0,92 femmes mariées
Powell (1998)	Canada	Femmes mariées		-0,22 pour temps partiel -0,7 pour temps plein
Connelly et Kimmel (1999)	États-Unis SIPP 1992-1993	Femmes mariées et femmes célibataires avec des enfants de moins de 6 ans	Coût individuel estimé (avec double sélection)	-0,16 pour mariées -0,027 temps partiel -0,222 temps plein -0,316 pour célibataires -0,694 temps partiel -0,29 temps plein
Anderson et Levine (1999)	États-Unis SIPP de 1990 à 1993	Femmes mariées et femmes célibataires, avec enfants de moins de 13 ans (puis de moins de 6 ans), avec distinction niveau de pauvreté et niveau d'éducation	Coût individuel estimé (avec double sélection)	-0,303 pour femmes mariées -0,473 pour femmes célibataires
Guillot (2004)	France ERAPE 1996	Femmes vivant en couple avec au moins deux enfants dont un âgé de moins de 3 ans	Coût individuel estimé (avec simple sélection)	-1,87
Modèles Probit corrélés de présence en emploi et de recours à la garde payante				
Blau et Robins (1991a)	États-Unis NLSY 1982-1986	Femmes de 21 à 28 ans	Coût individuel estimé (avec double sélection)	pas d'effet significatif
Cleveland, Gunderson et Hyatt (1996)	Canada (Ontario) Canadian NCCS 1988	Femmes mariées avec des enfants de moins de 5 ans	Coût individuel estimé (avec double sélection)	-0,39
Modèle polytomique				
Blau et Robins (1988)	États-Unis Baseline Household Survey of Employment Opportunity Pilot Project 1980	Femmes mariées de moins de 45 ans avec un enfant de moins de 14 ans	Mesure géographique du coût (dépenses de garde moyennes par région)	-0,38
Blau et Hagy (1998)	États-Unis NCCS 1990	Femmes mariées essentiellement (avec une variable indicatrice pour les célibataires)	Coût individuel estimé Coût mesuré à partir de données officielles	-0,09 -0,2
Modèle structurel				
Michalopoulos, Robins et Garfinkel (1992)	États-Unis SIPP 1984	Mères mariées et célibataires avec des enfants de moins de 18 ans		0 pour femmes mariées 0 pour femmes célibataires
Ribar (1995)	États-Unis SIPP 1984	Femmes mariées avec enfants de moins de 15 ans	Dépense totale estimée sans distinguer le coût horaire du volume	-0,06
Andren (2003)	Suède Suedish Household 1997-1998	Femmes célibataires avec au moins un enfant âgé de moins de 12 ans	Dépense totale estimée sans distinguer le coût horaire du volume	-0,16
Choné, Leblanc et Robert-Bobée (2004)	France ERF 1997	Femmes en couple avec au moins un enfant âgé de moins de 7 ans	Dépense totale estimée sans distinguer le coût horaire du volume	Pas de valeur mais effet quasi-nul

SIPP : Survey of Income and Program Participation

NCCS : National Child Care Survey

NLSY : National Longitudinal Survey of Labor Market Experience

ESEML : enquête socio-économique auprès des ménages lorrains

ERAPE : enquête sur le recours à l'allocation parentale d'éducation en Meurthe-et-Moselle

ERF : enquête Revenus fiscaux et enquête Emploi

en distinguant les femmes selon le niveau d'éducation, ils obtiennent une élasticité plus élevée (en valeur absolue) pour les femmes à faible niveau d'éducation que pour celles à niveau élevé.

Il semblerait que l'élasticité soit plus élevée (en valeur absolue) pour les femmes célibataires que pour les femmes mariées (voir Anderson et Levine, 1999 ; Connelly et Kimmel, 1999), mais pas Kimmel 1998, quand les enfants sont plus jeunes, pour les familles à bas revenus (voir Anderson et Levine, 1999 ; Fronstin et Wissocker, 1994) et pour les femmes à faible niveau d'éducation.

Connelly et Kimmel (1999) ainsi que Powell (1998) tiennent compte du temps de travail en distinguant temps partiel et temps complet¹⁶. Pour les femmes mariées, l'élasticité de l'offre de travail au coût de garde est plus élevée lorsqu'elles travaillent à temps plein plutôt qu'à temps partiel, alors que l'élasticité de l'offre de travail au salaire apparaît similaire pour les deux types d'emplois. Pour les femmes célibataires en revanche, l'offre de travail apparaît plus sensible au coût de garde pour le temps partiel. Cela laisse penser que l'absence de conjoint contraint plus souvent la mère célibataire à arbitrer entre garder à plein temps son enfant et le garder à temps partiel, avec un emploi à temps partiel. Remarquons toutefois que concernant les femmes mariées, les ordres de grandeur obtenus dans les deux études sont très différents.

La plupart des études se focalisent sur la participation mais Powell (1997) par exemple, estime à la fois une équation de participation et une équation d'heures travaillées, corrigée des éventuels biais de sélection par la méthode en deux étapes. L'élasticité des heures travaillées au coût de la garde obtenue est de -0,32.

Leibowitz, Klerman et Waite (1992) soulignent le rôle de l'âge de l'enfant dans les choix de participation des mères. Ils étudient l'offre de travail des mères durant les deux ans après la naissance de leur enfant à l'aide d'un modèle Probit de participation, incluant aussi une variable indicatrice selon que l'enfant a moins de 3 mois ou plus de 3 mois. Leurs résultats indiquent alors que les aides à la garde influencent l'emploi des mères uniquement quand l'enfant a moins de 3 mois. Ils étu-

dient aussi le choix entre un mode de garde par un membre de la famille autre que les parents ou un mode de garde par une personne extérieure et indiquent que les aides influencent ce choix aussi uniquement pour les enfants de moins de 3 mois.

Les travaux de Cleveland, Gunderson et Hyatt (1996) sont intermédiaires entre ceux qui modélisent la participation par un modèle Probit et ceux qui tiennent compte de la garde informelle via une modélisation polytomique¹⁷. Ils estiment en effet deux modèles Probit corrélés modélisant d'une part la probabilité de travailler relativement à ne pas travailler, et d'autre part la probabilité de payer pour la garde des enfants (qui inclut, outre la garde en centre collectif ou par une nourrice, la garde par un parent rémunéré) relativement à une garde gratuite (qui inclut le père ou les grands parents quand ils ne sont pas rémunérés). Ils estiment alors l'élasticité de l'offre de travail au coût de garde dans le cadre du modèle Probit de participation mais en tenant compte de la corrélation entre la probabilité de travailler et la probabilité de payer pour la garde. Ils obtiennent une élasticité de l'offre de travail au coût de la garde de -0,39 et une élasticité du recours à la garde payante de -1,1, ce qui indique un fort effet de substitution entre la garde payante et la garde non payante.

L'étude de Blau et Robins (1991a) étend ces travaux en estimant trois modèles Probit corrélés modélisant la participation de la mère, le recours à des modes de garde non familiaux et la fertilité en fonction notamment du salaire et du coût de la garde¹⁸. Leurs résultats indiquent que des coûts de garde plus élevés diminuent la probabilité d'avoir un jeune enfant, mais n'ont pas d'effet direct sur l'emploi et sur le recours à un mode de garde non familial.

Blau et Robins (1988), à partir de leur modèle théorique de choix familiaux, estiment un Logit multinomial portant sur des états croisant l'activité de la mère et le recours à un mode de garde onéreux¹⁹. Cinq états sont alors décrits : la mère ne travaille pas ; la mère et l'autre adulte du ménage travaillent et la garde n'est pas onéreuse (garde partagée entre les deux) ; la mère travaille mais l'autre adulte ne travaille pas et il n'y a pas de garde onéreuse ; la mère et l'autre adulte travaillent et il y a une garde onéreuse ; la mère travaille et l'autre

16. Pour cela, ils estiment un Probit ordonné modélisant le fait de ne pas travailler, de travailler à temps partiel et de travailler à plein temps.

17. Averett, Peters et Waldman (1997) estiment un modèle Probit de participation puis, conditionnellement à la l'emploi, ils estiment les déterminants du recours à une garde formelle plutôt qu'informelle. L'originalité de leur travail est la prise en compte de la non linéarité de la contrainte budgétaire liée aux barèmes des impôts et des transferts sociaux.

18. Alors que l'équation de salaire est estimée conjointement avec l'équation de sélection par maximum de vraisemblance, les coûts de garde sont estimés par régression corrigée du double effet de sélection lié au fait de travailler et d'avoir des dépenses de garde positives.

19. Ils supposent que la garde est onéreuse soit quand il y a un coût de garde déclaré dans les données, soit si la famille déclare que la garde se fait en centres collectifs même s'il n'y a pas de coût déclaré.

adulte ne travaille pas et il y a garde onéreuse. Les principaux résultats indiquent que la probabilité que la mère ne travaille pas augmente avec le coût de la garde onéreuse relativement aux situations où la garde onéreuse est utilisée, mais pas relativement aux situations où la garde onéreuse n'est pas utilisée, ce qu'ils interprètent comme une parfaite substituabilité entre les modes de garde.

Guillot (1996) étudie le cas des mères en France dont le plus jeune enfant est âgé de moins de 11 ans, sans pouvoir distinguer la garde des enfants qui ne vont pas encore à l'école et celle des jeunes enfants scolarisés²⁰. Il estime un modèle Logit polytomique à trois modalités : la mère est inactive et s'occupe elle-même de son (ou ses) enfant(s) ; elle travaille ou est à la recherche d'un emploi et n'a pas recours aux services de garde onéreux en dehors du temps scolaire (soit elle garde son (ou ses) enfant(s), soit elle peut le(s) confier à un autre membre du ménage pendant son absence) ; elle est active et fait garder son (ou ses) enfant(s) (quel que soit le mode de garde). Les résultats indiquent un effet significatif (négatif) du coût horaire net de la garde sur la probabilité d'activité et de recours à un mode de garde hors ménage, rejoignant en cela les conclusions de la plupart des travaux américains²¹. En revanche, le revenu et l'âge de l'enfant n'influencent pas significativement le coût horaire net de la garde, ce qui est surprenant compte tenu de la législation des aides directes et fiscales. L'âge de la mère et sa qualification augmentent le coût de la garde et celui-ci est plus élevé dans les petites communes rurales. Guillot montre ensuite que le fait de vivre en couple est sans effet sur le recours à la garde payante, mais augmente la probabilité d'inactivité des mères de famille. La présence de structures d'accueil dans la commune n'influence pas le choix entre activité et inactivité mais augmente la probabilité de recours à un mode de garde onéreux. Guillot (2004) distingue travail à temps partiel et travail à temps complet. Il introduit également un indicateur de rationnement pour prendre en compte l'impact éventuel des contraintes liées à l'offre de services de garde, qui apparaît comme un élément déterminant du choix des mères puisqu'une diminution du nombre de places d'accueil réduit la probabilité de travailler en recourant à une garde

rémunérée plutôt qu'être inactive ou au chômage. Il obtient une élasticité de la probabilité de participer par rapport au coût horaire net de garde très élevée en valeur absolue (-1,87) mais indique que ni le coût de garde ni le salaire n'influencent le choix entre temps complet et le temps partiel. Ces résultats peuvent en partie être expliqués par le champ de l'étude qui se limite à des familles ayant au moins deux enfants dont un de moins de trois ans et où les mères sont toutes, à quelques exceptions près, potentiellement éligibles à l'APE.

Gustafsson et Stafford (1992) cherchent également à prendre en compte l'impact du manque de place en accueil collectif public sur l'offre de travail des mères. Leur étude porte sur 166 couples suédois ayant un seul enfant de moins de 7 ans. Comme Guillot (2004), ils obtiennent une élasticité très forte de l'offre de travail des mères qui ne sont pas rationnées.

Quelques études ont cherché à évaluer directement certains des programmes de subventions liées au recours aux services de garde mis en place aux États-Unis (Berger et Black, 1992 ; Meyers, Heintze et Wolf, 1999). L'idée est d'estimer la différence de taux d'emploi entre les femmes bénéficiant du programme et celles qui n'en bénéficient pas. Il s'agit de construire un groupe dit de contrôle, c'est-à-dire des femmes qui font garder leur enfant mais ne bénéficient pas de l'aide tout en ayant des caractéristiques identiques à celles qui en bénéficient. Pour cela, Berger et Black (1992) calculent le taux d'emploi moyen (à partir de l'estimation d'un modèle Probit de participation) selon que les femmes bénéficient du programme ou qu'elles sont sur la liste d'attente (population considérée comme le groupe de contrôle). De cette manière, ils obtiennent un impact de 11 % (de plus de taux d'emploi) pour une aide à la garde de 45,62 \$ en moyenne par semaine (programme mis en place dans le Kentucky en 1989). Cependant, sachant que cette évaluation peut être entachée d'un biais de sélection, puisque les femmes qui bénéficient du programme ont été sélectionnées selon des caractéristiques spécifiques, ils adoptent aussi une autre méthode d'évaluation, qui consiste à comparer le taux d'emploi des femmes avant et après qu'elles

20. Cette étude a été réalisée à partir des données de la deuxième vague (1986) de l'Enquête socio-économique auprès des ménages lorrains (ESEML).

21. Une difficulté pour comparer ses résultats à d'autres études est que l'échantillon est très hétérogène, puisqu'il comprend à la fois des femmes venant d'avoir leur premier enfant et des mères plus âgées dont tous les enfants sont scolarisés.

aient reçu l'aide. Le problème qui se pose à eux est que le taux d'emploi estimé est trop faible comparativement au taux d'emploi des femmes dans la région (le Kentucky). Selon eux, cela est lié à un biais de sélection dû au fait que les femmes qui n'ont pas encore reçu l'aide vont la recevoir. En corrigeant de la différence de taux d'emploi de ces femmes avec celui de femmes célibataires dans le Kentucky, ils obtiennent cette fois-ci un impact de 25,3 %. Meyers, Heintze et Wolf (1999) utilisent les données des bénéficiaires de l'AFDC (*Aid to Families with Dependent Children*) en Californie. Sur la base d'un échantillon de mères célibataires tiré aléatoirement dans la base de l'AFDC de novembre 1992 et interviewé 18 mois après, ils estiment la probabilité de toujours bénéficier de l'aide 18 mois après (seulement 75 % des mères sont toujours bénéficiaires). Cette probabilité estimée est ensuite utilisée pour évaluer l'effet de l'aide sur le taux d'emploi.

Le problème dans ces deux études est qu'il n'y a pas de véritable groupe de contrôle et que les choix des auteurs pour combler ce manque peuvent être remis en cause. Malgré leurs corrections, les estimations sont sans doute toujours affectées d'un biais de sélection.

En dehors de la difficulté de définir proprement un groupe de contrôle, ce type d'études est confronté au problème que les aides à la garde ne sont qu'une composante d'un programme d'aides plus général. Il est donc difficile de mesurer ce qui provient de ces aides à la garde de ce qui provient des autres aides du programme.

Les valeurs d'élasticité obtenues dans les études structurelles, ou qui peuvent en être déduites, sont en général toujours plus faibles que celles issues des formes réduites. Elles conduisent à penser que le coût net de la garde a une influence négligeable voire nulle sur l'offre de travail des mères.

Sur la base de ces études, il ressort que l'impact du coût de la garde peut s'avérer très faible sur l'offre de travail des mères, surtout quand on tient compte de la possibilité qu'ont certaines familles de recourir à un mode de garde informel (modélisation de la participation de type polytomique), et encore plus

quand on considère les résultats des modèles structurels. La partie suivante s'intéresse au choix du mode de garde, et à l'effet du coût des modes de garde sur les choix des familles.

Modèles de choix du mode de garde

Flipo et Sédillot (2000), à partir de données françaises provenant des enquêtes Services de proximité de 1996 et 1999 de l'Insee, étudient, sur la base d'une analyse descriptive approfondie, les principaux facteurs susceptibles d'expliquer le comportement des ménages en matière de garde d'enfants. Elles envisagent le cas de ménages avec des enfants non scolarisés (au moins un enfant de moins de 3 ans). Elles indiquent que l'arbitrage entre garde payante, aide gratuite et non recours dépend fortement du statut d'activité de la mère, du niveau de vie du ménage, du diplôme de la mère, mais aussi des contraintes d'offre (présence et disponibilité des membres de la famille, offre d'équipements publics, dynamisme du tissu associatif). Le choix entre garde collective, assistante maternelle et garde à domicile est corrélé au temps de travail de la mère (la garde à domicile étant privilégiée pour les femmes travaillant au moins 39 heures tandis que celles qui ont des horaires de travail plus réduits recourent davantage à des gardes collectives), au niveau de vie des familles, au diplôme de la mère, à la présence d'un second enfant entre 3 et 6 ans et au fait d'habiter en Province ou à Paris. Flipo et Olier (1998) s'intéressent également à la demande de services d'aides à domicile en France (incluant la garde d'enfants au domicile des parents), et concluent à l'existence d'un effet significatif du coût de ces services sur la probabilité d'y faire appel.

Anderson et Levine (1999), à partir de statistiques descriptives sur données américaines, indiquent que les mères à faible niveau de qualification utilisent moins les services de garde payants et paient moins pour les services de garde, même si l'aide représente une grande partie du revenu total des familles bénéficiaires. Ces femmes recourent davantage à la garde par un proche, mais sont plus nombreuses à le rémunérer pour ce service.

Leibowitz, Waite et Witsberger (1988) soulignent que les caractéristiques et le mode de garde le plus approprié pour l'enfant changent avec l'âge de l'enfant, et cela même pour les enfants en âge préscolaire. Ils cherchent alors à caractériser les choix de mode de garde des mères qui travaillent en fonction de l'âge de l'enfant. Leurs résultats indiquent que les mères qui ont un niveau d'éducation plus élevé et qui ont davantage de revenu choisissent plus souvent le mode de garde le plus approprié pour l'enfant, c'est-à-dire selon eux, un mode de garde individuel (où le ratio enfant sur encadrant est faible) pour les enfants de moins de 3 ans et un mode de garde collectif (qui peut répondre au besoin d'interaction avec d'autres enfants) pour les enfants de 3 à 5 ans.

Cette section présente les principales études cherchant à estimer les effets des déterminants des choix du mode de garde, comme le niveau de vie du ménage, le diplôme de la mère, la présence d'autres enfants, mais aussi les coûts des services de garde. Une partie de cette littérature suppose que l'offre de travail de la mère est exogène, alors que d'autres études modélisent de manière jointe les décisions d'activité et de demande de services de garde.

Choix du mode de garde à offre de travail exogène

Hofferth et Wissoker (1992) considèrent l'offre de travail comme donnée et proposent d'étudier l'influence du coût et de la qualité sur les choix du mode de garde (du plus jeune enfant). Ils étudient les choix de mères qui travaillent, se forment ou sont à l'école. Ils considèrent comme modes de garde possibles la garde collective, une baby-sitter ou nourrice, un membre de la famille ou encore le conjoint, mais excluent la garde par la mère. Les effets du coût et de la qualité sur l'utilité sont alternativement contraints à être les mêmes pour tous les modes de garde et variables selon les modes de garde. L'effet des caractéristiques individuelles sur l'utilité varie selon les modes de garde, ce qui reflète des différences dans les goûts. Les auteurs estiment alors un modèle Logit multinomial, ainsi qu'un modèle Logit universel (McFadden, 1984) qui permet de relâcher l'hypothèse d'indépendance par rapport aux alternatives non pertinentes. Dans

ce dernier cas, l'utilité d'un mode de garde dépend du coût et de la qualité de tous les modes de garde. La garde par un membre de la famille n'a pas de coût explicite et pourtant ils estiment un indicateur du coût associé à ce mode de garde. La garde par le conjoint enfin, entraîne un coût d'opportunité lié aux heures non travaillées. Hofferth et Wissoker vérifient qu'en moyenne, les familles qui utilisent un mode de garde particulier, sont bien celles pour qui le coût de ce mode de garde est le plus faible. La qualité de la garde, mesurée par le taux d'encadrement, influence le choix, mais pas pour tous les modes de garde, l'effet maximum étant dans le choix de la garde par un membre de la famille. Les estimations utilisant le modèle Logit universel suggèrent que les politiques qui diminuent le coût de la garde formelle bénéficient essentiellement aux modes d'accueil collectifs et à la garde par des membres de la famille, pourtant informelle. Enfin, des politiques qui augmentent la qualité de la garde en augmentant le taux d'encadrement ont peu d'effet sur le choix des parents, mais tendent à augmenter la garde par la famille au détriment de la garde collective. On peut se questionner sur la pertinence de cet indicateur de qualité, qui favorise forcément la garde individuelle.

Guillot (2002) estime un modèle Logit polytomique distinguant la garde extérieure rémunérée, la garde informelle gratuite et la garde intra-ménage. Il limite son échantillon à des couples bi-actifs ayant des enfants scolarisés de moins de 11 ans, et ne considère donc pas comme exogène le comportement d'offre de travail de la mère. Il s'agit donc d'étudier la prise en charge des jeunes enfants en dehors du temps scolaire. Les données utilisées sont celles de l'enquête Emploi du temps 1998-99 de l'Insee. L'impact éventuel du coût horaire de la garde n'a pas pu être pris en compte, la source utilisée ne renseignant pas sur le montant de la dépense en services de garde. Guillot montre que la durée de travail de la mère et ses horaires influencent le choix entre garde informelle et formelle : un temps partiel court diminue la probabilité de recours aux proches et des horaires parfois tardifs augmentent la probabilité de recours à une garde rémunérée. Paradoxalement, des horaires choisis, plutôt qu'imposés par l'employeur,

augmentent la probabilité de recours aux services de garde, rémunérés ou non, peut-être parce qu'ils sont en moyenne associés à un temps de travail plus long. Le niveau des ressources et la composition du ménage ont également un rôle déterminant : les foyers les plus aisés ont davantage recours aux services payants et la présence d'un adulte ou d'enfants plus âgés dans le ménage favorise la garde intra-ménage.

Connelly et Kimmel (1999) étudient, à l'aide d'un modèle Logit multinomial, les déterminants du choix du mode de garde pour des mères qui travaillent, en introduisant parmi les variables explicatives la probabilité de travailler à plein temps (relativement à temps partiel) conditionnellement au fait de travailler²² (issue d'un modèle Probit ordonné) et le coût de garde estimé. Le modèle distingue la garde par un parent autre que la mère, un mode de garde individuel informel payant, et la garde collective. Deux estimations sont réalisées : la première concerne une équation de coût, mesurée par les dépenses horaires du principal mode de garde du plus jeune enfant ; dans la seconde, ils estiment trois coûts différents, un par mode de garde possible. Ces coûts sont construits sur la base des échantillons de mères qui paient pour ce mode de garde, corrigés des biais de sélection qui ont conduit à choisir ce mode de garde. Les effets obtenus sur les choix de garde selon que la mère travaille plutôt à temps plein ou à temps partiel sont plutôt ambigus. Ils montrent que le fait de travailler à temps complet est plutôt associé avec davantage de garde en centre collectif et moins de garde par un parent. Pour les mères célibataires, une augmentation du coût de la garde semble réduire à la fois le recours à la garde informelle et à la garde collective.

Choix simultané du mode de garde et de l'offre de travail

Blau et Robins (1991b) étudient les changements de modes de garde des enfants de moins de trois ans de manière dynamique pour analyser la relation entre la qualité des modes de garde et les autres variables de décisions économiques des familles. Ils estiment les déterminants du taux annuel de changement des modes de garde par un modèle de Poisson sur

la base de données de panel américain de 1978 à 1986. Leurs résultats indiquent que le *turnover* dans la garde est assez faible et est plus important pour les familles de niveau social élevé, qu'il est corrélé positivement avec le *turnover* dans l'emploi de la mère, mais non corrélé avec les changements dans le statut marital de la mère ou avec les naissances supplémentaires, et enfin que le *turnover* à la fois des modes de garde et de l'emploi des mères est plus faible quand le coût de la garde est plus élevé.

Blau et Hagy (1998) utilisent un modèle Logit multinomial où ils modélisent le croisement d'un indicateur binaire d'emploi et d'un indicateur de garde onéreuse en distinguant quatre modes de garde (garde collective, garde à domicile régulière, garde par les parents, et autres modes de garde non parentale). Le modèle est un Logit multinomial, estimé conjointement avec les équations d'heures de travail et d'heures de garde. Une spécification avec effet aléatoire discret est utilisée pour rendre compte de la possibilité de corrélation entre les erreurs des différents choix et entre les erreurs des choix discrets et continus. Les auteurs disposent de données sur la garde collective et à domicile par zone géographique. Ils estiment alors une régression pour le coût d'un mode de garde donné dans une zone donnée en fonction de la qualité (taille du groupe, la qualification de l'encadrement, les objectifs du ou des intervenants, et la mobilité du personnel) et d'un ensemble de variables caractéristiques du mode de garde et de la zone (dont âge, race, nombre d'heures de travail de l'intervenant). La constante est supposée spécifique à une zone. Ceci leur donne une équation de coût par zone pour tous les ménages de cette zone. Cette approche leur évite les problèmes de sélection et d'identification inhérents à l'utilisation de données de dépenses des ménages pour estimer le prix de la garde, et leur permet d'avoir une mesure des différences observées entre les régions sur la qualité de la garde (mesurée ici par la dépense de garde par jour). Mais cette méthode ne permet pas d'avoir de l'hétérogénéité non observée entre les régions dans la qualité moyenne de la garde. Si une telle hétérogénéité existe, elle peut être corrélée avec les erreurs du modèle multinomial, puisque ces erreurs intègrent des préférences non observées sur la qualité.

22. Cette probabilité est obtenue à partir d'un modèle Probit ordonné modélisant le fait de ne pas travailler, de travailler à temps partiel et de travailler à temps complet, en fonction de caractéristiques habituelles du ménage ainsi que des dépenses de mode de garde prévues et du salaire prévu.

Blau et Hagy montrent que les parents semblent considérer la durée de garde et sa qualité comme des substituts, en particulier pour la garde collective : une baisse du coût horaire de la garde collective augmente la demande d'heures de garde et diminue la demande des indicateurs de qualité définis par les auteurs. L'analyse des effets du coût de la garde et du salaire sur leur indicateur de qualité (dépense par jour) semble indiquer que les parents accordent peu de valeur à la qualité de la garde. Toutefois, comme le signalent les auteurs, l'hétérogénéité inobservée et les contraintes du côté de l'offre de garde ne sont pas prises en compte et il est difficile de considérer que les résultats des estimations donnent une évaluation robuste des préférences des parents.

Powell (2002) modélise conjointement le choix de participation et les choix de services de garde pour les mères mariées au Canada. Elle distingue cinq combinaisons d'activité et de « mode de garde principal » du plus jeune enfant : la mère ne travaille pas et s'occupe de son enfant, elle travaille et a recours à un service de garde dans un centre ; elle travaille et a recours à une nourrice, elle travaille et c'est un parent qui s'occupe de l'enfant, elle travaille et c'est son conjoint qui s'occupe de l'enfant. Powell compare les résultats obtenus par un modèle Logit multinomial où toutes les variables (y compris les prix des modes de garde) affectent tous les choix et par un modèle Logit contraint où seules les variables spécifiques à un choix influencent ce choix (*i.e.* seul le prix correspondant au mode de garde en question influence le choix de recourir à ce mode de garde). Afin de réaliser ces estimations, elle doit disposer du prix de chaque mode de garde pour chaque famille, y compris celles où la mère ne travaille pas et ne recourt donc pas à un mode de garde, mais aussi celles où la mère travaille et déclare le prix du mode de garde qu'elle utilise mais pas le prix des autres modes de garde, et celles où la mère travaille mais ne paie pas pour un mode de garde. Les prix des modes de garde sont estimés à l'aide de régressions qui sont corrigées des biais de sélection (seul le prix du mode de garde utilisé est observé et non pas les autres) par un modèle Logit multinomial. De même, le salaire est obtenu pour toutes les

mères, à l'aide d'une équation de salaire corrigée des biais de sélection (par un modèle Probit). Les prix des modes de garde estimés (en centre, par une nourrice et par un parent ; la garde par le mari étant supposée gratuite) dépendent de l'âge du plus jeune enfant, de la présence d'un autre enfant en âge pré-scolaire, des revenus non salariaux, et de la zone géographique (rural ou urbain). La présence d'une autre personne dans le logement pouvant s'occuper des enfants influence le prix de garde par un parent. Le taux d'encadrement des enfants dans les centres collectifs affecte le prix des gardes en centre, et le nombre maximum d'enfants autorisés dans les gardes individuelles affecte le prix des services de garde par une nourrice et par un parent. Elle utilise de plus le revenu par habitant de la région pour identifier les prix de garde puisque les salaires des personnes qui gardent les enfants sont affectés par cette variable. Les résultats indiquent que des aides ciblées sur les modes de garde en centre ont un effet important sur la demande pour ce service de garde mais pas sur l'offre de travail, alors que des aides accordées pour tous les modes de garde formels indistinctement ont un effet important sur l'offre de travail.

Michalopoulos et Robins (2000) estiment conjointement les choix d'offre de travail et de modes de garde à partir d'un modèle Logit multinomial, sur la base de données américaines et canadiennes. L'idée est d'exploiter les différences de comportements entre les deux pays pour améliorer les estimations des effets des déterminants des choix d'emploi et de garde. Ils distinguent, parmi les choix concernant l'emploi, le fait de ne pas travailler, de travailler à temps partiel ou de travailler à temps complet, et parmi les modes de garde, la garde par les parents, la garde par un autre membre de la famille que les parents, la garde extérieure individuelle et la garde en centre collectif. Le modèle multinomial combinant tous ces choix consiste alors à modéliser 12 choix possibles. Parmi les déterminants de ces choix, certains dépendent du statut d'emploi et du mode de garde choisi (subventions à la garde), d'autres ne dépendent que du mode de garde (prix du mode de garde) et enfin les derniers ne dépendent ni du statut ni du mode de garde (salaire, revenus non salariaux, caractéristiques démographiques). Le coût par mode

de garde est estimé pour chaque famille sur la base d'une équation incluant des variables qui mesurent la régulation des modes de garde par état, équation corrigée des biais de sélection. Une équation pour les subventions à la garde est estimée en fonction du revenu non salarial, des gains salariaux et des dépenses en mode de garde.

Ils obtiennent des effets positifs mais très faibles d'une hausse des subventions à la garde sur l'emploi (+0,118 pour l'emploi à temps complet et temps partiel selon une hausse des subventions pour tout type de garde). L'effet d'une hausse du coût des modes de garde est aussi très faible (-0,156) sur l'emploi (à temps complet et temps partiel), l'effet le plus important étant celui du coût de la garde en centre (-0,464 sur le temps complet).

Une augmentation des subventions d'un mode de garde conduit à un recours légèrement accru de ce mode de garde, cette augmentation étant moins importante quand la mère travaille à temps partiel que quand elle travaille à temps complet.

Une augmentation du coût de la garde en centre réduit le recours à ce mode de garde (élasticité de -1), mais une augmentation du coût des autres modes de garde non parentaux n'a quasiment pas d'effet sur le recours à ces modes de garde. Une augmentation du salaire de la mère ou du salaire du mari incite les familles à recourir davantage aux services de garde en centre et individuels. Parmi les variables démographiques, le déterminant le plus important est l'âge du plus jeune enfant. Avoir un enfant de moins de 3 ans réduit la probabilité de recourir à une garde en centre. Enfin, l'origine ethnique apparaît aussi comme un facteur déterminant des choix de garde.

Pour conclure

À l'issue de la présentation des différentes études empiriques, il s'avère difficile de conclure quant aux effets des aides à la garde sur la participation des mères et sur leur choix de mode de garde, et ce pour plusieurs raisons.

Tout d'abord, les valeurs diffèrent nettement d'une étude à l'autre. Ensuite, l'élasticité de

l'offre de travail au coût ne donne pas directement les conséquences d'une aide à la garde sur la participation, les systèmes d'aides étant plus complexes que ce qui est représenté dans ces modèles, et cette élasticité est très souvent évaluée à partir de modèles empiriques décrivant les choix que les familles ont fait et non les choix qu'elles feraient si le système d'aide changeait. Les valeurs obtenues pour l'élasticité de l'offre de travail au coût de la garde varient entre 0 (pas d'effet significatif) et -1,9. Le choix de la population étudiée (mère mariée ou célibataire, âge des enfants, niveau de vie) ne permet pas d'expliquer toute la différence entre les résultats obtenus. Les sources utilisées n'expliquent pas tout non plus, puisque des études utilisant la même source conduisent à des résultats différents. Il semble en fait que les méthodes utilisées et les spécifications retenues tant pour les équations économétriques que pour la mesure du coût de la garde soient déterminantes.

Il ressort cependant des analyses que l'élasticité de l'offre de travail des mères au coût de la garde soit plus élevée (en valeur absolue) pour les femmes célibataires que pour les femmes mariées, quand les enfants sont plus jeunes, pour les familles à bas revenus et pour les femmes à faible niveau d'éducation. Cependant, il apparaît aussi que cette élasticité est très faible quand on tient compte de la diversité des modes de garde et quand l'estimation est menée rigoureusement. Elle tend même à s'annuler lorsqu'on estime des modèles structurels.

Les études consacrées à l'estimation des choix de mode de garde montrent que le coût de la garde réduit le recours aux modes de garde onéreux. Il ressort également de ces études que la durée de travail de la mère et ses horaires influencent le choix entre modes de garde onéreux et gratuits (membres de la famille, amis, voisins). Le niveau des ressources et la composition du ménage jouent également un rôle important, des revenus élevés favorisant la garde onéreuse et la présence d'un autre adulte dans le ménage la garde intra-ménage.

Les estimations simultanées de l'offre de travail et du choix du mode de garde ont des résultats contrastés quant à l'impact du coût de la garde sur l'activité des mères et sur la probabilité de recours à une garde non payante,

ces effets étant négligeables ou au contraire significatifs. Il semble en revanche que l'offre de garde (nombre de places d'accueil) ait un effet déterminant sur les choix des mères. Concernant enfin les effets de la qualité de la garde, cette dernière étant estimée de manière sommaire, tous concluent qu'ils doivent être considérés avec précaution.

De manière générale, une limite de ces études est qu'elles reposent sur le modèle d'offre de travail néo-classique mettant les arbitrages financiers au cœur de l'analyse, même si certaines études tentent de tenir compte du rationnement des familles en matière d'offre de garde. Par ailleurs, dans ce modèle, le temps de garde par la mère est assimilé à du temps libre, par opposition au temps de travail, ce qui empêche

d'envisager des situations où les mères font garder leurs enfants même pendant leur temps libre. Cela conduit plusieurs auteurs à supprimer de l'échantillon des cas « aberrants » de mères ne travaillant pas et payant pour la garde. On ne peut pas non plus rendre compte du désir de certaines mères de garder elles-mêmes leur enfant même lorsque leur « utilité du loisir » est faible et leur salaire potentiel élevé. L'introduction d'un indicateur de qualité de la garde dans la fonction d'utilité de la mère pourrait théoriquement rendre compte de tels phénomènes, mais dans les études empiriques, la qualité de la garde par la mère est supposée exogène et seule la qualité des modes de garde payants fait l'objet d'une mesure (taux d'encadrement, diplôme du personnel).

Bibliographie

- Anderson P. M., Levine P. B., 1999, « Child Care and Mothers' Employment Decision », *Working Paper*, N° 7058, NBER, march.
- Andren T., 2003, « The Choice of paid childcare, welfare, and Labor Supply of single mothers », *Labour Economics*, Vol. 10, pp. 133-147, april.
- Averett S. L., Peters H. E., Waldman D. M., 1997, « Tax Credits, Labor Supply, and Child Care », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 1, pp. 125-35, february.
- Baum C. L., 2002, « A Dynamic Analysis of the Effect of Child Care Costs on the Work Decisions of Low-Income Mothers with Infants », *Demography*, Vol. 39, No. 1, pp. 139-164, february.
- Becker G., 1965, « A Theory of the Allocation of Time », *Economic Journal*, Vol. 75, pp. 793-517, september.
- Berger M. C., Black D. A., 1992, « Child Care Subsidies, Quality of Care, and the Labor Supply of Low-Income, Single Mothers », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 4, pp. 635-642, november.
- Blau D. M., 1993, « The Supply of Child Care Labor », *Journal of Labor Economics*, Vol. 11, No. 2, pp. 324-347, april.
- Blau D. M., 2000, « Child Care Subsidy Programs », *Working Paper*, N° 7806, NBER, july.
- Blau D. M., Hagy A. P., 1998, « The Demand for Quality in Child Care », *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 1, pp. 104-146, february.
- Blau D. M., Robins P. K., 1988, « Child Care Costs and Family Labor Supply », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 70, No. 3, pp. 374-381, august.
- Blau D. M., Robins P. K., 1989, « Fertility, Employment and Child Care Costs », *Demography*, Vol. 26, pp. 287-99, may.
- Blau D. M., Robins P. K., 1991a, « Child Care Demand and Labor Supply of Young Mothers over Time », *Demography*, Vol. 28, No. 3, pp. 333-351, august.
- Blau D. M., Robins P. K., 1991b, « Turnover in Child Care Arrangements », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 73, No. 1, pp. 152-157, february.
- Chiappori P.A., 1992, « Collective labour supply and welfare », *Journal of Political Economy*, Vol. 100, pp. 437-67, june.
- Choné P., Le Blanc D., Robert-Bobée I., 2004, « Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants », *Economie et Prévision*, Vol. 162, pp. 23-50, janvier.
- Cleveland G., Gunderson M., Hyatt D., 1996, « Child Care Costs and the Employment Decision of Women : Canadian Evidence », *Canadian Journal of Economics*, Vol. 29, No. 1, pp. 132-151, february.
- Connelly R., 1992, « The Effect of Child Care Costs on Married Women's Labor Force Participation », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 74, No. 1, pp. 83-90, february.
- Connelly R., Kimmel J., 1999, « Marital Status and Full-Time/Part-time Work Status in Child Care Choices : Changing the Rules of the Game », *Working Paper University of Chicago*, june 1999.
- Flipo A., Olier L., 1998, « Faut-il subventionner les services à domicile ? », *Économie et Statistique*, N° 316-17, 6/7, pp. 3-15.
- Flipo A., Sédillot B., 2000, « Le recours aux services payants pour la garde de jeunes enfants se développe », *France, portrait social 2000/2001*, pp. 99-112.

• • •

- Fronstin P., Wissoker D. A., 1995, « The Effects of the Availability of Low-Cost Child Care on the Labor Supply of Low-Income Women », Paper presented at the annual meeting of the Population Association of America. Miami. May.
 - Graafland J., 2000, « Childcare subsidies, labour supply and public finance : an AGE approach », *Economic Modelling*, Vol. 17, pp. 209-246, april.
 - Guillot O., 1996, « Activité féminine et garde des jeunes enfants : une analyse micro-économique », *Economie et Prévision*, Vol. 122, pp. 83-94, 1996/1.
 - Guillot O., 2002, « Une analyse du recours aux services de garde d'enfants », *Economie et Statistique*, Vol. 352-353, pp. 213-230, septembre.
 - Guillot O., 2004, « Choix d'activité des mères vivant en couple et recours aux services de garde d'enfants », *Economie et Prévision*, Vol. 162, pp. 51-69, 2004/1.
 - Gustafsson S., Stafford F., 1992, « Child Care Subsidies and Labor Supply in Sweden », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 1, pp. 204-230, winter.
 - Heckman J., 1974, « Effects of Child-Care Programs on Women's Work Effort », *Journal of Political Economy*, Vol. 82, Mar./Apr., Supplement, pp. 153-161, april.
 - Hofferth S. L., Wissoker D. A., 1992, « Price, Quality, and Income in Child Care Choice », *Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 1, pp. 70-111, winter.
 - Kimmel J., 1995, « The Effectiveness of Child-Care Subsidies in Encouraging the Welfare-to-Work Transition of Low-Income Single Mothers », *American Economic Review, Papers and Proceedings*, Vol. 85, No. 2, pp.271-75, may.
 - Kimmel J., 1998, « Child Care Costs as a Barrier to Employment for Single and Married Mothers », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 80, No. 2, pp. 287-299, may.
 - Leibowitz A., Klerman J. A., Waite L. J., 1992, « Employment of New Mothers and Child Care Choice : Differences by Children's Age », *Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 1, pp. 112-133, winter.
 - Leibowitz A., Waite L.J., Witsberger C., 1988, « Child Care for Preschoolers : Differences by Child's Age », *Demography*, Vol. 25, No. 2, pp. 205-220, may.
 - Marc C., 2004, « L'influence des conditions d'emploi sur le recours à l'APE : une analyse économique du comportement d'activité des femmes », *Recherches et Prévisions*, N° 75, mars.
 - Marc C., Zajdela H., 2005, « Emploi des mères et politique familiale : doit-on s'inspirer du modèle suédois ? », *Document de travail CEE*, N° 45, septembre.
 - Meyers M. K., Heintze T., Wolf D. A., 1999, « Childcare Subsidies and the Employment of Welfare Recipients ? », *Document de travail* Columbia University, august.
 - Michalopoulos C., Robins P.K., 2000, « Employment and Child-Care Choices in Canada and the United-States », *The Canadian Journal of Economics*, Vol. 33, No. 2, pp.435-70, may.
 - Michalopoulos C., Robins P.K., Garfinkel I., 1992, « A structural Model of Labor Supply and Child Care Demand », *Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 1, pp. 166-203, winter.
 - Powell L. M., 1997, « The Impact of Child Care Costs on the Labour Supply of Married Women », *Canadian Journal of Economics*, Vol. 30, No. 3, pp. 577-594, august.
 - Powell L. M., 1998, « Part-time versus Full-time Work and Child Care Costs : Evidence for Married Mothers », *Applied Economics*, Vol. 30, No. 4, pp. 503-11, april.
 - Powell L. M., 2002, « Joint Labor Supply and Childcare Decisions of Married Mothers », *The Journal of Human Resources*, Vol. 37, No. 1, pp. 106-128, winter.
 - Ribar D. C., 1992, « Child Care and the Labor Supply of Married Women : Reduced Form Evidence », *The Journal of Human Resources*, Vol. 27, No. 1, Special Issue on Child Care, pp. 134-165, winter.
 - Ribar D. C., 1995, « A Structural Model of Child Care and the Labor Supply of Married Women », *Journal of Labor Economics*, Vol. 13, No. 3, pp. 558-597, july.
 - Sofer C., 2004, « Modélisations économiques et tests de la prise de décision dans la famille », Rapport de recherche commandité par la DARES, Mars, <http://www.travail.gouv.fr/etudes/pdf/sofer.pdf>.
-