

# Document d'études

direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques

Numéro 210

Mai 2017

## **L'élasticité de l'offre de travail des femmes : repères méthodologiques et principaux résultats pour la France**

Karine BRIARD (Dares)



## SOMMAIRE

<b>Résumé .....</b>	<b>7</b>
<b>Introduction .....</b>	<b>8</b>
<b>1. Évaluer l'offre de travail des femmes : quelles approches ? .....</b>	<b>10</b>
<b>1.1. Les approches structurelles.....</b>	<b>10</b>
a) Le modèle d'offre continue et ses enrichissements.....	10
b) Le modèle d'offre à choix discret .....	14
<b>1.2. Les évaluations aléatoires et expérimentations sociales .....</b>	<b>15</b>
<b>2. L'élasticité de l'offre de travail des femmes en France : quels enseignements ? .....</b>	<b>17</b>
<b>Conclusion.....</b>	<b>23</b>
<b>Références .....</b>	<b>25</b>



## **Remerciements**

Je remercie Anne Solaz pour ses conseils sur une version provisoire de ce document. Je reste bien sûr seule responsable des erreurs ou omissions qui subsisteraient.



## RESUME

La mesure de la sensibilité de l'offre de travail des femmes est un champ d'analyse peu unifié, laissant de nombreuses questions méthodologiques et empiriques ouvertes. Ce *Document d'études* dresse dans une première partie un panorama des méthodes adoptées afin de donner des points de repère pour aider à la compréhension des stratégies d'estimation retenues dans les travaux empiriques. La deuxième partie fournit une synthèse des estimations récentes de l'élasticité de l'offre de travail des femmes en France ; elle identifie les principaux résultats convergents et les questions restant en suspens.

L'offre de travail des femmes fait l'objet d'une abondante littérature empirique, mais ses élasticités sont peu souvent explicitées. Leur estimation par des approches structurelles a l'avantage d'être non biaisée et généralisable, mais elle repose souvent sur une description simplifiée de l'environnement décisionnel. L'estimation à partir de quasi expériences, lors de la mise en place ou de la réforme de mesures publiques, est robuste, elle requiert un nombre limité d'hypothèses, mais son champ d'application est restreint aux mesures impliquant des changements exogènes ou s'en rapprochant et les résultats ne sont en général pas transposables à des populations plus larges que celles étudiées.

Les élasticités calculées pour la France au cours des quinze dernières années à partir de modèles structurels sont pour la plupart issues d'offres de travail à choix discret. Bien que les diverses spécifications adoptées dans les études conduisent à une relative dispersion des valeurs, les résultats convergent sur plusieurs points : l'offre de travail des femmes est plus élastique à leur salaire que celle des hommes, elle est plus élevée pour les femmes en couple et les mères de jeunes enfants que pour les femmes seules et les femmes sans enfant. Les résultats divergent en revanche sur la sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à l'offre de travail de leur conjoint, ce qui témoigne des difficultés à modéliser les interactions stratégiques au sein des ménages.

**Mots clés :** comportement d'activité des femmes, modèles d'offre de travail, approches structurelles, quasi expériences, estimation

## INTRODUCTION

Le temps que les femmes peuvent dédier à une activité rémunérée est concurrencé par le temps important qu'elles consacrent à la production domestique, essentiellement les tâches ménagères et les soins portés aux enfants, qui sont principalement à leur charge lorsqu'elles sont en couple<sup>1</sup>. Ainsi, la durée de travail des femmes diminue avec le nombre d'enfants et leur jeune âge<sup>2</sup>, alors que celle des hommes tend à croître avec la taille de la famille<sup>3</sup>. Ce partage asymétrique des temps se traduit par une moindre présence des femmes sur le marché du travail : en 2015, 83 % des femmes âgées de 15 à 49 ans sont actives contre 93 % des hommes. L'écart entre le taux d'activité des femmes et des hommes s'est cependant considérablement réduit depuis le milieu des années 1970 où il était 4 fois plus élevé. Au cours des cinq dernières décennies, l'augmentation de l'activité des femmes a été continue. Les femmes sont de plus en plus diplômées, elles sortent plus fréquemment du rôle de mère au foyer promu par le modèle familial traditionnel et apportent un revenu supplémentaire au foyer. Cette émancipation est favorisée par l'essor du salariat, notamment par le développement du secteur tertiaire, et la reconnaissance de diverses activités, comme les professions de service auprès de particuliers telles que les assistant.e.s maternel.le.s, ou celles réalisées dans le cadre familial à travers la création du statut de conjoint collaborateur<sup>4</sup>.

Cependant, certaines politiques publiques ont eu pour conséquence de freiner cette progression de l'activité. Ainsi, le taux d'activité des mères d'au moins deux enfants dont l'un a moins de 3 ans se singularise de celui des autres femmes en chutant de 15 points de pourcentage entre 1994 et 1997<sup>5</sup>. Cette baisse coïncide avec l'extension de l'allocation parentale d'éducation (APE). À sa mise en place, en 1985, l'APE s'adresse au parent – dans les faits, généralement la mère – de trois enfants cessant son activité dans les premières années suivant une naissance. Son ouverture dès le deuxième enfant en juillet 1994 a conduit 100 000 à 150 000 mères de deux enfants à interrompre leur activité professionnelle<sup>6</sup>. Alors que le dispositif initial s'inscrivait dans un objectif de soutien du niveau de vie, partant du constat que l'arrivée du troisième enfant se traduisait généralement par la cessation d'activité de la mère, l'APE de rang 2 ajoutait un objectif de réduction de la population active dans un contexte de chômage important<sup>7</sup>. Dans les faits, cette politique à la croisée de la politique familiale et de la politique de l'emploi a effectivement eu pour conséquence d'inciter des femmes au chômage ou occupant des emplois peu qualifiés ou précaires à se retirer du marché du travail<sup>8</sup>.

Par ailleurs, l'évolution de la participation des femmes au marché du travail des dernières décennies doit aussi être nuancée par l'essor du temps partiel qui les a concernées au premier chef<sup>9</sup>. Au début des années 1980, moins d'une femme sur cinq en emploi travaillait à temps partiel, depuis la fin des années 1990, elles sont près d'une sur trois. Si pour certaines femmes, souvent peu qualifiées, le temps partiel s'est imposé comme la seule modalité d'emploi accessible, d'autres y ont trouvé un moyen de concilier vie professionnelle et vie familiale, répondant ainsi au souhait de s'occuper elles-mêmes de leurs enfants, mais aussi parfois au manque d'accès à des modes de garde adaptés à leurs horaires ou à leurs attentes éducatives. De fait, bien que non ciblés sur l'emploi des femmes, les abattements de charges sur les emplois à temps partiel en vigueur de 1993 à 2000 ont contribué à augmenter la part des femmes à temps partiel de 7 points de pourcentage sur la période, permettant probablement à certaines femmes inactives d'entrer sur le marché du travail, mais réduisant aussi la quantité d'heures que d'autres auraient été prêtes à travailler.

---

<sup>1</sup> Voir entre autres Brousse (2015).

<sup>2</sup> Entre autres, Briard (2016), Minni et Moschion (2010).

<sup>3</sup> Duguet et Simonnet (2007), Rapoport *et al.* (2011), Sofer (2004).

<sup>4</sup> Cette reconnaissance se traduit par l'accès à des droits sociaux, ce qui incite les femmes à déclarer leur activité alors que certaines pouvaient se satisfaire d'être ayant droit de leur conjoint.

<sup>5</sup> Algava *et al.* (2004), Minni et Moschion (2010).

<sup>6</sup> Allain et Sedillot (1999), Piketty (2003).

<sup>7</sup> Afsa (1996), Périvier (2017).

<sup>8</sup> Afsa (1996), Algava *et al.* (2004), Marc (2004).

<sup>9</sup> Afsa et Buffeteau (2006), Briard (2017).

À côté des politiques publiques de soutien des revenus et des politiques d'emploi, les politiques plus ou moins ciblées en direction des familles et le développement de modes de garde des enfants sont toutes susceptibles d'infléchir la décision d'offre de travail des femmes. Dès lors que ces politiques impliquent des transferts monétaires (allocations familiales, aides à la garde, quotient familial...), leur influence sur les comportements d'activité dépend de la sensibilité de la décision d'offre de travail à ses arguments financiers que sont le salaire, le revenu non professionnel dans ses différentes composantes, revenu du conjoint et allocations notamment, et les frais associés à l'activité tels que les frais de garde. La décision d'offre de travail des mères, comme celle des pères, se détermine en comparant le salaire auquel elles peuvent prétendre en travaillant et les ressources auxquelles elles peuvent recourir dans le cas contraire. Mais, à la différence des pères, malgré des évolutions notables<sup>10</sup>, les habitudes et représentations sociales autorisent toujours davantage les mères à être dépendantes financièrement de leur conjoint et à rester au foyer pour s'occuper elles-mêmes des enfants. Ainsi, le revenu du conjoint et les frais de garde prennent une place probablement plus importante dans leur décision. Des priorités différentes accordées à la famille et au travail peuvent aussi modifier le poids relatif des arguments financiers dans l'offre de travail des femmes. Mesurer l'élasticité de l'offre de travail des femmes à ses différents arguments doit donc permettre d'apprécier l'efficacité potentielle des différentes politiques publiques et les calibrer afin qu'elles répondent de façon adéquate aux objectifs qui leur sont assignés.

Les modèles standards d'offre de travail s'avèrent peu adaptés pour rendre compte de la dimension familiale et de la production domestique qui apparaissent déterminantes dans les comportements d'activité des femmes. L'hypothèse selon laquelle l'offre de travail résulte d'un choix libre et éclairé du travailleur est par ailleurs contestée au regard des contraintes institutionnelles et de marché auxquelles se heurtent les choix individuels. Les multiples amendements qui ont été apportés au modèle canonique d'offre de travail pour dépasser ce cadre produisent un paysage empirique peu unifié. La grande diversité des approches et des spécifications retenues pour les modèles résulte tout autant des possibilités et des contraintes posées par les données disponibles (données individuelles ou au niveau du ménage, en coupe ou longitudinales, degré de description des revenus...) que des hypothèses adoptées pour répondre à l'arbitrage entre une description fidèle du contexte décisionnel, la possibilité d'estimer les différents paramètres et la robustesse des évaluations.

Dans une première partie, ce *Document d'études* dresse un panorama des méthodes utilisées pour évaluer la sensibilité de l'offre de travail des femmes. Il ne vise pas à recenser la diversité des méthodes et des spécifications, mais à donner des points de repère sur les caractéristiques, intérêts et limites, des différentes démarches d'évaluation. Il a pour ambition de faciliter la compréhension des stratégies d'estimation retenues dans les travaux empiriques. Dans une seconde partie, le document présente les principaux résultats émergeant des estimations de l'élasticité de l'offre de travail des femmes en France publiées au cours des quinze dernières années, en s'intéressant en particulier aux différences liées à la configuration familiale (vie seule ou en couple, nombre et âge des enfants). Les élasticités étudiées sont uniquement celles issues de modèles structurels, qui ont une portée générale, et non celles estimées sur des populations spécifiques.

---

<sup>10</sup> Selon les enquêtes du Crédoc sur les *Conditions de vie et les aspirations des Français*, l'idée selon laquelle les femmes doivent travailler dans tous les cas où elles le désirent a constamment progressé depuis les années 1970. Alors qu'elle ne rencontrait que 30 % d'adhésions en 1979, elle est partagée par 62 % de la population en 2006. De façon corollaire, l'idée que les femmes ne devraient jamais travailler lorsqu'elles ont des enfants en bas âge est en net repli, recevant 41 % d'adhésions en 1979 et seulement 17 % en 2006 (Crédoc, 2007).

# 1. ÉVALUER L'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES : QUELLES APPROCHES ?

En première intention, le rôle des variables économiques – salaire, revenu, allocations... – sur l'offre de travail peut être évalué en mesurant leur incidence sur des unités types dont les caractéristiques sont parfaitement contrôlées. Il s'agit par exemple de regarder ce que représente le montant d'une allocation dans le revenu d'un ménage moyen ou d'évaluer le coût de la garde d'un enfant selon que les deux parents ou qu'un seul travaille<sup>11</sup>. Cette approche purement comptable est relativement simple à mettre en œuvre, car elle demande peu d'informations sur les individus. Cependant, comme elle ne considère pas les préférences des personnes, elle ne peut rendre compte de leurs comportements effectifs. La mesure de la sensibilité de l'offre de travail requiert ainsi de mettre en œuvre des méthodes d'évaluation plus complexes. Elle repose souvent sur l'estimation d'un modèle structurel d'offre de travail, dont la spécification exprime des liens causaux fondés théoriquement, dans lequel les comportements sont explicités (**section 1.1**). Des approches athéoriques, qui se développent depuis quelques années, permettent aussi sous certaines conditions d'évaluer les élasticités directement, sans modéliser les comportements, à partir des effets *ex post* des réformes de politiques publiques (**1.2**).

## 1.1. Les approches structurelles

De nombreux enrichissements ont été apportés au modèle standard néoclassique d'offre de travail pour rapprocher ses représentations de la réalité (encadré 1). La prise en compte des transferts publics ou des contraintes pesant sur le choix des heures de travail a ainsi conduit à relâcher certaines de ses hypothèses, voire à adopter des spécifications plus flexibles en délaissant l'offre de travail continue pour une offre d'heures de travail discrète. Les modèles structurels d'offre de travail se déclinent ainsi en deux grandes familles : les modèles d'offre continue (**a**) et les modèles d'offre à choix discret (**b**). Ces derniers ont actuellement la faveur des économètres, mais ne sont pas exempts de limites.

### a) Le modèle d'offre continue et ses enrichissements

Le modèle d'offre de travail standard de type néoclassique se fonde sur des hypothèses relativement restrictives comme l'isolement stratégique – l'individu prend seul sa décision –, l'homogénéité du loisir et du travail – loisir et travail ont la même valeur –, l'absence de contraintes horaires, de coûts fixes... Cela le rend *a priori* peu adapté à l'analyse du comportement d'activité des femmes dont une partie substantielle du temps est consacrée à la production domestique et certains choix étroitement liés à la situation familiale<sup>12</sup>. Il a cependant bénéficié de plusieurs enrichissements visant à le rendre plus réaliste.

#### *Coûts fixes du travail*

Une première limite du modèle canonique d'offre de travail continue tient à l'existence de coûts fixes ou quasi fixes, qui génèrent des discontinuités, particulièrement au niveau de la première heure de travail. En effet, pour le travailleur, avoir un emploi hors du domicile engendre des frais de transport, des frais de garde d'enfant ou encore des coûts d'ordre psychologique : la désutilité des membres de la famille de ne pouvoir partager du temps de loisir avec la personne qui travaille peut représenter un

---

<sup>11</sup> Nous n'aborderons pas cette approche et renvoyons par exemple à Math *et al.* (2006), Périer (2003) ou OCDE (2005) pour des applications.

<sup>12</sup> Marc (2006) note que le modèle se vérifie essentiellement sur la population des femmes mariées dans le sens où leur offre de travail apparaît sensible au niveau de salaire et au revenu non salarial ; les tests empiriques sur la population des femmes seules sont rares.

coût pour cette dernière. Ces coûts augmentent le salaire de réserve et la durée de travail de réserve<sup>13</sup>. Ils apparaissent lors de la prise d'un emploi et peuvent évoluer avec la quantité d'heures travaillées. La nature et le montant de ces coûts étant différents sur la marge extensive de l'offre de travail – travailler ou ne pas travailler – et la marge intensive – combien d'heures travailler –, celles-ci doivent être modélisées séparément<sup>14</sup>. L'estimation à partir d'un modèle Tobit, décrivant l'offre de travail par deux équations, l'une pour les heures de travail, l'autre pour les salaires, est contestée, car elle suppose implicitement que les facteurs influencent de manière identique les décisions de participation et d'heures travaillées, ce qui conduit à surestimer les élasticités<sup>15</sup>. Bien qu'elle soit très largement utilisée pour corriger la sélection endogène de la quantité d'heures de travail dans la participation, la méthode d'estimation en deux étapes d'Heckman<sup>16</sup> n'est pas exempte de critiques, notamment celle de produire des élasticités peu robustes à la spécification du modèle<sup>17</sup>.

### *Restriction sur la demande de travail, contrainte horaire, chômage et autre non-emploi*

Le nombre minimal d'heures qu'imposent en général les employeurs (ou la loi) crée une autre source de discontinuité de l'offre<sup>18</sup>. Une difficulté de la modélisation est alors de distinguer l'inactivité choisie, qui résulte des seules préférences du travailleur et d'un salaire de réserve supérieur au salaire offert, de l'inactivité subie, due à la restriction de la demande de travail. Cette dernière peut elle-même être différenciée selon qu'elle découle de l'existence d'un salaire minimal qui censure les offres de travail dont la productivité est inférieure (situation de chômage classique), ou qu'elle résulte des difficultés d'appariement<sup>19</sup>. Ne pas prendre en compte le rationnement de la demande de travail a pour conséquence de surestimer les élasticités de la participation. En France, l'effet du Smic serait ainsi notable<sup>20</sup>. Ces amendements du modèle néoclassique achoppent cependant sur plusieurs limites explicatives au niveau empirique<sup>21</sup>.

### *Contexte institutionnel et prise en compte des transferts socio-fiscaux*

La prise en compte de transferts sociaux et fiscaux dans les modèles d'offre de travail néoclassiques contrevient aux hypothèses assurant l'unicité de l'optimum : d'une part, les taxes progressives, comme les taux de cotisations ou les taux d'imposition croissants avec les revenus, introduisent des non-linéarités dans la contrainte budgétaire ; d'autre part, les aides sous conditions de ressources, comme les coûts fixes, sont sources de non-convexités. Or la non-linéarité de la contrainte budgétaire empêche la détermination d'un optimum unique dès lors que l'ensemble budgétaire n'est pas convexe.

Le problème peut être contourné en linéarisant la contrainte budgétaire localement en remplaçant les taux progressifs par une série de taux proportionnels à choix optimal d'offre de travail donné<sup>22</sup>. Cette solution proposée par Hausman<sup>23</sup> ne peut cependant s'appliquer que pour des non-convexités peu prononcées<sup>24</sup>, ce qui exclut notamment de s'intéresser à une population potentiellement bénéficiaire

---

<sup>13</sup> Cogan (1981), démonstration dans Marc (2006).

<sup>14</sup> Atallah (1998), Zabel (1993).

<sup>15</sup> Cogan (1981), Heckman (1993), Mroz (1987), Zabel (1993).

<sup>16</sup> Heckman (1976).

<sup>17</sup> Entre autres Mare et Winship (1992).

<sup>18</sup> Moffitt (1982).

<sup>19</sup> Voir par exemple le modèle de Laroque et Salanié (2002), qui distingue le non-emploi classique des autres causes de non-emploi, ou encore le modèle de réception - censure - participation de Hagneré *et al.* (2003), qui distingue la censure au Smic des autres situations de rationnement de la demande et du choix de participer au marché du travail.

<sup>20</sup> Pour l'ensemble des femmes, en couple ou seules, Laroque et Salanié (2003) estiment une élasticité 1,6 fois moindre en présence du Smic (0,82 contre 1,34 sans prise en compte du Smic). À partir d'un modèle de choix discret, Choné *et al.* (2004) trouvent également des écarts importants pour les mères de jeunes enfants.

<sup>21</sup> Voir notamment Husson (2000) et Sterdyniak (2000) à propos des évaluations réalisées par Laroque et Salanié (2000).

<sup>22</sup> Voir Atallah (1998) pour une discussion des différentes méthodes développées.

<sup>23</sup> Hausman (1979, 1980). Une présentation en est donnée dans Atallah (1998).

<sup>24</sup> Voir par exemple Bouguignon et Magnac (1990) ou Denis et Ruiz (2008)

d'aides sous conditions de ressources. Plusieurs travaux ont par ailleurs mis en évidence que cette méthode produit des élasticités élevées et très sensibles aux spécifications<sup>25</sup>.

### *Hétérogénéité du temps et production domestique*

Le modèle standard d'offre de travail ne différencie le temps qu'entre travail et loisir, les supposant homogènes. Cette hypothèse est contestable dans la mesure où le temps de loisir est valorisé différemment selon qu'il est choisi ou contraint, par exemple en cas de chômage<sup>26</sup>, et selon la part de travail non rémunéré qu'il inclut, notamment le travail domestique. Les modèles d'allocation du temps<sup>27</sup>, qui distinguent travail marchand, travail non marchand et loisir, offrent à cet égard un socle analytique plus riche<sup>28</sup>. Ces modèles présentent des limites théoriques et empiriques<sup>29</sup>, et se heurtent en particulier à la difficulté de mesurer séparément le temps de travail domestique, productif, et le temps de loisir, non productif. Toutefois, ils permettent de mieux appréhender les différences de comportement d'activité des femmes et des hommes en couple dans le cadre de modèles d'offre de travail collectif (voir *infra*)<sup>30</sup>.

### *Décisions intrafamiliales*

Les modèles d'offre de travail continue permettent difficilement de modéliser les décisions jointes au sein des couples. Le plus souvent est considérée une décision unique au niveau du ménage<sup>31</sup> ou donnant la primauté de la décision de l'homme sur celle de sa conjointe qui est alors considérée comme travailleur secondaire, prenant l'offre de travail de l'homme comme exogène et ajustant sa propre offre en fonction<sup>32</sup>. Cette approche asymétrique entre les deux membres du couple n'est *a priori* pas sous-tendue par un jugement moral, mais par l'observation que l'offre de travail des hommes est peu dispersée, qu'au sein des couples, l'homme est souvent le principal apporteur de revenu<sup>33</sup> et qu'il est supposé une mise en commun des ressources (*income pooling*).

Le modèle unitaire est contesté théoriquement, car il renvoie à des configurations caricaturales de la famille : la décision est soit prise par le chef de famille pour l'ensemble des membres du ménage, soit prise dans le cadre d'une coordination forte et consensuelle entre les membres. Empiriquement, l'hypothèse de mise en commun des ressources est aussi rarement vérifiée hormis en présence de jeunes enfants<sup>34</sup> : les femmes et les hommes ont un usage différent de leurs revenus et, en particulier, les aides publiques bénéficient davantage aux enfants lorsque elles sont versées à la mère plutôt qu'au père<sup>35</sup>.

Plusieurs amendements ont été apportés au modèle d'offre continue pour qu'il représente plus fidèlement les interactions entre les décisions des conjoints<sup>36</sup>, notamment les complémentarités et substitutions en termes de loisir<sup>37</sup>, de production domestique<sup>38</sup> ou de transferts sociaux et fiscaux

---

<sup>25</sup> Blundell (1993), Bargain et Peichl (2013). Voir aussi Evers *et al.* (2008).

<sup>26</sup> Pucci et Zajdela (2006).

<sup>27</sup> Gronau (1977).

<sup>28</sup> Sofer (2004).

<sup>29</sup> Heckman et Killingsworth (1986).

<sup>30</sup> Math *et al.* (2006), Rapoport *et al.* (2011).

<sup>31</sup> Becker (1981). Pour une présentation didactique, voir par exemple Clark *et al.* (2004) ou Sofer (1999).

<sup>32</sup> La faible proportion d'hommes inactifs en couple ne permet pas toujours d'estimer de façon robuste un modèle de décisions jointes des deux membres du couple (par exemple, Bargain, 2004).

<sup>33</sup> Keane (2011).

<sup>34</sup> Lundberg (1988), Lundberg et Pollak (1996), Fortin et Lacroix (1997).

<sup>35</sup> Sur des données britanniques : Clark *et al.* (2004), Lundberg *et al.* (1997).

<sup>36</sup> Voir par exemple Moreau (2000).

<sup>37</sup> Hamermesh (2000), Krishnan (1990). Selon Bargain *et al.* (2014), les élasticités croisées entre les deux membres du couple sont de sens opposé aux États-Unis et en Europe ; la complémentarité des temps de loisir prévaudrait aux États-Unis, la substitution de la production domestique en Europe. Pour la France, les travaux de Couprie et Joutard (2007), Duguet et Simonnet (2007) ou encore Fermanian et Lagarde (1999), entre autres, rendent compte d'une complémentarité du temps de loisir.

(familialisation de l'impôt par exemple). Les modèles collectifs visent précisément à rendre compte de ces interactions stratégiques : chaque individu est doté de sa propre utilité – ce qui respecte l'individualisme méthodologique –, mais réalise ses choix sous les contraintes qui s'imposent à la cellule familiale. Le processus de décision peut être non coopératif ou coopératif. Dans le cas non coopératif – ou « stratégique » –, les décisions d'offre de travail des membres du couple sont prises isolément. Des utilités de type *caring*, où chaque individu est sensible au niveau de satisfaction du conjoint, peuvent toutefois être spécifiées. La solution résulte d'un équilibre de Nash et n'est donc pas nécessairement Pareto optimale, c'est-à-dire collectivement efficace. Dans le cas coopératif – ou « collectif » –, chaque individu est doté de sa propre fonction d'utilité et le processus de décision entre les membres du couple est coordonné et conduit à des allocations Pareto optimales. Différentes règles de partage des ressources entre les conjoints peuvent être retenues selon le degré d'altruisme attribué à chacun. Les modèles coopératifs demeurent cependant complexes pour l'analyse des politiques publiques et les données détaillant l'allocation des ressources et de la consommation au sein des ménages restent rares, ce qui limite leur utilisation.

### Encadré 1. Le modèle standard d'offre de travail

Selon le modèle standard d'offre de travail, l'individu possède une dotation limitée de temps qu'il choisit de diviser entre le travail et le loisir.

L'individu a une fonction d'utilité quasi-concave :

$$U(C_t, L_t, Z_t)$$

où  $C_t$ ,  $L_t$  et  $Z_t$  désignent, à la date  $t$ , la consommation, les heures de loisir et les caractéristiques individuelles.

L'individu maximise cette utilité sous la contrainte budgétaire

$$C_t + W_t L_t = M_t$$

avec

$$M_t = Y_t + W_t T$$

où  $W_t$ ,  $Y_t$  et  $T$  désignent le taux de salaire horaire, le revenu non professionnel et le temps total disponible.

$M_t$  correspond au revenu total dont l'individu dispose pour sa consommation de biens et de loisir.

Les conditions de premier ordre sont

$$U_C(C_t, L_t, Z_t) = \lambda_t \quad \text{et} \quad U_L(C_t, L_t, Z_t) = \lambda_t W_t$$

où  $\lambda_t$  est l'utilité marginale du revenu.

Le salaire de réserve  $W_R$  est tel que :  $U_L(C_t, L_t, Z_t) = \lambda_t W_R$

L'individu ne travaille pas si  $W_t < W_R$  ; dans ce cas :  $L_t = T$ .

Alternativement, les conditions de premier ordre peuvent être écrites sous forme de taux marginal de substitution :

$$U_L / U_C = TMS_L(C_t, L_t, Z_t) \geq W_t$$

Résoudre les conditions de premier ordre conduit aux fonctions de demande Marshalliennes :

$$C_t = C(W_t, M_t, Z_t) \quad \text{et} \quad L_t = L(W_t, M_t, Z_t) < T$$

Ce qui est équivalent à dire que la quantité d'heures de travail  $H_t$ , avec  $H_t = T - L_t$ , est telle que  $H_t = H(W_t, M_t, Z_t)$

L'élasticité par rapport au salaire de la fonction d'offre Marshallienne, dite « non compensée », est ainsi :

$$K_H = \partial n(H_t) / \partial n(W_t)$$

En désignant par  $K_C$  l'élasticité Hicksienne, « compensée », on a :

$$K_H = K_C + [W_t H_t / Y_t] [\partial n(H_t) / \partial n(W_t)]$$

où  $[W_t H_t / Y_t]$  représente la part des revenus du travail par rapport aux revenus non professionnels.

<sup>38</sup> Chiappori (1997), Gronau (1977), Rapoport *et al.* (2006, 2011). Sur son caractère substituable, voir Hersch et Stratton (1994) et, pour la France, Bittmann (2015), Pailhé et Solaz (2008).

## b) Le modèle d'offre à choix discret

Les modèles à choix discret sont plus à même de rendre compte de la réalité du contexte décisionnel (présence de coûts fixes, contrainte de la demande...), tout en imposant peu d'hypothèses restrictives. Techniquement plus simples, ces modèles s'ajustent en général mieux aux données, notamment en représentant les situations concernant un faible nombre d'observations<sup>39</sup>.

Ces modèles s'appuient, non pas sur une fonction d'offre de travail, mais sur une paramétrisation explicite des préférences pour chaque alternative. Ils s'affranchissent de l'hypothèse de parfaite liberté de choix de la quantité d'heures de travail en restreignant au préalable les choix d'offre de travail à un nombre limité d'heures de travail, fixées ou distribuées stochastiquement<sup>40</sup>. La non-participation devient une option parmi les autres, marges extensive et intensive étant estimées simultanément. Ces modèles contournent *de facto* plusieurs problèmes de l'approche continue comme les coûts fixes au travail ou les non-convexités des ensembles budgétaires. Ils permettent ainsi de représenter plus fidèlement le système socio-fiscal. Le comportement d'activité du conjoint peut aussi être pris en compte de façon plus aisée, car les offres de travail des conjoints peuvent être déterminées simultanément, voire avec les demandes pour les différents biens et services.

Le principal inconvénient des modèles discrets tient au caractère exogène des alternatives qui *de facto* ne peuvent pas tenir compte des effets en retour des comportements d'offre sur la demande de travail. De même, les effets du système socio-fiscal sur la demande sont rarement pris en compte, ce qui est contestable lorsque les mesures fiscales consistent en une modification des cotisations<sup>41</sup>. Enfin, la spécification discrète ne peut capter que des transitions entre états. Son champ d'application se restreint donc plutôt aux réformes conséquentes, comme les réformes de nature structurelle<sup>42</sup>. Dans le cadre de réformes paramétriques de faible ampleur, l'approche continue reste donc plus adaptée pour mesurer des changements de comportement.

Il convient de noter que les élasticités d'offre de travail des modèles de choix discret ne se déduisent pas analytiquement de la fonction d'offre et doivent être calculées numériquement en réalisant des simulations répétées un grand nombre de fois. Une première méthode consiste à calculer la probabilité moyenne dans chaque état avant et après la variation du paramètre exogène d'intérêt – le salaire pour l'élasticité au salaire, le revenu pour l'élasticité au revenu<sup>43</sup>. Une méthode probabiliste, dite de calibrage, consiste à réaliser un grand nombre de tirages de pseudo résidus pour chaque individu (ou ménage) de façon à parfaitement ajuster pour chacun l'offre prédite à l'offre observée, puis à conserver ces résidus pour mesurer la variation moyenne de l'offre des individus à une variation du paramètre exogène<sup>44</sup>. Empiriquement, ces deux méthodes produisent des résultats relativement proches<sup>45</sup>.

Les modèles à choix discret étant non linéaires, les élasticités associées à une augmentation de 1 % ou de 10 % n'ont pas de raison d'être proportionnelles et l'évaluation des élasticités à un point moyen est souvent peu pertinente. Les diverses options prises dans la littérature empirique pour calculer les élasticités rajoutent ainsi à la difficulté de les comparer.

---

<sup>39</sup> Entre autres, Callan *et al.* (2009), Euwals et van Soest (1999).

<sup>40</sup> Voir par exemple Aaberge *et al.* (1995, 2006) ou van Soest (1995). Sur données françaises, Couprie et Joutard (2007) montrent que l'omission de ces contraintes pourrait conduire à une surestimation de l'élasticité entre consommation et loisir de 10 % pour les femmes en couple et une sous-estimation de 15 % pour les femmes seules.

<sup>41</sup> Un exemple nous est donné par la baisse des charges sur les emplois à temps partiel au cours des années 1990, qui s'est traduite par un développement des offres d'emploi à temps partiel.

<sup>42</sup> Denis et Ruiz (2008).

<sup>43</sup> Voir l'annexe 4 de Choné *et al.* (2004) pour une présentation analytique.

<sup>44</sup> Voir Creedy et Kalb (2003) pour une présentation, ou encore Bargain (2005).

<sup>45</sup> Bargain *et al.* (2014).

## 1.2. Les évaluations aléatoires et expérimentations sociales

Une façon d'évaluer la sensibilité des comportements d'activité aux incitations financières est de mesurer directement les effets de l'introduction ou de la réforme d'un dispositif public en estimant un contrefactuel – la situation qui aurait prévalu en l'absence de dispositif ou de réforme. Les comportements des personnes n'ont alors pas besoin d'être modélisés<sup>46</sup>.

Pour comparer les effets entre les personnes concernées par la mesure – le groupe « traité » – et les personnes non concernées – le groupe « non traité », « test » ou « témoin » –, la participation doit être exogène afin de s'affranchir des biais de sélection. Autrement dit, le traitement doit être « pur », administré à toutes les personnes du groupe test et refusé à toutes celles du groupe de contrôle, sans que les traités perdent l'accès à certains dispositifs et que les non-traités aient accès à un substitut. Ces situations se rencontrent peu fréquemment en réalité. Des expérimentations peuvent être conçues de façon *ad hoc* afin d'obtenir une distribution aléatoire des « traités » et des « non-traités », mais ces expériences contrôlées sont souvent difficiles à mettre en place (coût, choix politique...) et restent rares. Les évaluations portent ainsi fréquemment sur des mesures ne s'éloignant pas trop des conditions expérimentales – on parle de « quasi expériences » – et une première étape de l'évaluation consiste alors à éliminer les biais de sélection résiduels.

Les méthodes empiriques se distinguent par les hypothèses sous lesquelles l'impact causal est estimé et les données disponibles conditionnent en général le choix de la méthode<sup>47</sup>. Dans de nombreux cas, aucune d'elles ne peut être appliquée<sup>48</sup>. Les plus répandues sont les suivantes.

- L'estimation par double différence ou différence de différences : elle consiste à mesurer l'écart de la variable cible – l'offre de travail, par exemple – avant et après la mise en œuvre de la mesure évaluée pour la population traitée et la population témoin, et à comparer l'évolution de cette variable pour ces deux populations. L'une des différences vise à éliminer les différences systématiques – les effets fixes – entre le groupe des bénéficiaires et celui des non-bénéficiaires, l'autre différence à éliminer l'évolution temporelle, supposée identique pour les deux groupes en l'absence de la mesure.
- La méthode des variables instrumentales : elle s'applique à une population potentiellement plus circonscrite. Il s'agit de tenir compte dans les résultats du lien entre une caractéristique observable – l'instrument – et la probabilité d'être traité, cette caractéristique ne devant pas être directement liée aux résultats.
- La méthode de régression sur discontinuité : elle s'applique aux mesures comportant des effets de seuil. Elle repose sur l'hypothèse d'une proximité des caractéristiques inobservables des personnes situées autour du seuil et l'indépendance de la sélection créée par le seuil au regard de ces caractéristiques.
- Une quatrième catégorie de méthodes est celle des méthodes d'appariement. Elles consistent à constituer et à comparer des paires d'individus traités et non traités. Les approches appariant sur les caractéristiques observables et sur le score de propension – c'est-à-dire la probabilité d'être traité – sont les plus courantes. Leur principale limite réside dans l'impossibilité de contrôler le biais de sélection lié à des caractéristiques inobservables.

Ces méthodes d'évaluation reposent sur une hypothèse forte d'absence d'externalités et portent pour la plupart sur des populations spécifiques. Elles ne prennent pas en compte les effets d'équilibre et les élasticités qui en découlent ne peuvent être généralisées sans risque de biais à d'autres populations que celles ayant été évaluées<sup>49</sup>. Elles peuvent toutefois être utilisées de façon complémentaire aux méthodes structurelles, voire de façon conjointe en permettant d'assigner une valeur à certains paramètres des modèles structurels<sup>50</sup>.

---

<sup>46</sup> L'Horty et Petit (2011).

<sup>47</sup> Fougère (2010), Givord (2015).

<sup>48</sup> Allègre (2009) montre ainsi la fragilité des évaluations réalisées dans le cadre de l'expérimentation du RSA, notamment pour évaluer les effets potentiellement négatifs de la familialisation sur l'incitation à l'emploi.

<sup>49</sup> L'Horty et Petit (2011).

<sup>50</sup> Roux (2015).



## 2. L'ELASTICITE DE L'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES EN FRANCE : QUELS ENSEIGNEMENTS ?

Les élasticités d'offre de travail calculées pour les femmes sont très dispersées<sup>51</sup>. Cette dispersion est avant tout due aux différences d'approches – spécifications et méthodes d'estimation – et de périodes couvertes. Ainsi, les élasticités portant sur des périodes récentes sont globalement plus faibles que celles issues d'estimations plus anciennes. La forte baisse des élasticités aux salaires constatée au cours des dernières décennies<sup>52</sup> ne résulterait pas seulement de la modification des préférences et de la hausse de la participation au marché du travail des femmes, mais aussi de l'amélioration des méthodes d'estimation, comme l'abandon du modèle continu d'Hausman<sup>53</sup> au profit de l'estimation de modèles à choix discret. Les élasticités issues de modélisations multipériodes sont aussi sensiblement inférieures à celles calculées dans un cadre statique<sup>54</sup>. Certaines hypothèses simplificatrices affectent également de façon notable les estimations. Au niveau national, il en est ainsi du niveau de détail des transferts et aides publics ou des modes de garde des jeunes enfants<sup>55</sup>. Au niveau international, les différences de préférences auraient un rôle prépondérant<sup>56</sup> alors que celui des différences de contexte institutionnel et économique serait négligeable<sup>57</sup>. Les élasticités d'offre de travail des femmes apparaissent les plus élevées dans les pays où le taux d'activité des femmes est le plus faible, la France se situant parmi les pays à faible élasticité<sup>58</sup>.

Les estimations portant sur la France rendent également compte de l'absence de cadre d'analyse unifié. Elles sont en outre peu nombreuses. Les études qui estiment des fonctions d'offre de travail explicitent rarement les élasticités d'offre de travail et les modèles d'offre de travail discrète s'y prêtent d'autant moins que l'élasticité ne se déduit pas analytiquement de la fonction d'offre, mais doit être calculée par simulation (voir *supra*). Les évaluations par quasi expériences, qui mesurent les effets d'aides publiques sur l'offre de travail, reposent quant à elles sur des jeux de données parfois insuffisamment riches pour pouvoir calculer une élasticité au salaire ou au revenu<sup>59</sup>.

Le tableau 1 présente les élasticités d'offre de travail des femmes estimées à partir de modèles structurels au cours des quinze dernières années pour la France. Ces élasticités varient de façon relativement importante entre les études, mais leur signe et leur niveau pour les différents groupes démographiques convergent globalement. Les principaux enseignements peuvent être résumés de la façon suivante :

- l'élasticité de l'offre de travail des femmes à leur salaire est positive et l'élasticité à leur revenu non professionnel (revenus du conjoint, du capital, allocations...) est nulle voire négative ;
- elle est davantage concentrée sur la marge extensive – la participation – que sur la marge intensive – les heures travaillées par les participants ;
- elle est plus élevée pour les femmes en couple et les femmes avec enfant ;
- elle est supérieure à celle des hommes en couple ;
- l'élasticité au salaire et à l'offre de travail du conjoint est de signe indéterminé.

Les quelques résultats saillants sont détaillés ci-après.

---

<sup>51</sup> Bargain et Peichl (2013), Evers *et al.* (2008), Keane (2011).

<sup>52</sup> Blau et Kahn (2007) pour les États-Unis.

<sup>53</sup> Bargain et Peichl (2013). Voir aussi Evers *et al.* (2008).

<sup>54</sup> Randolph et Rogers (1995).

<sup>55</sup> Sur ce dernier point, voir Perraudin et Pucci (2007).

<sup>56</sup> Bargain *et al.* (2014).

<sup>57</sup> D'après les résultats de Evers *et al.* (2008), les effets pourraient être faibles pour les hommes, plus importants pour les femmes. Cela pourrait traduire, entre autres, la plus grande sensibilité de l'offre de travail des femmes au développement des politiques de prise en charge des enfants.

<sup>58</sup> Bargain *et al.* (2014).

<sup>59</sup> Par exemple, De Curraize et Périvier (2010) évaluent par double différence les effets sur la participation de l'Allocation pour parent isolé (API), mais indiquent leur impossibilité d'exhiber une élasticité pour cette raison.

- L'offre de travail des femmes en couple est plus élastique que celle des femmes seules.

La vie en couple constitue une assurance sur le revenu. Alors qu'en cas de non-emploi, les personnes seules disposent comme seules sources de revenus les aides publiques, la désépargne ou les revenus d'un capital investi, les personnes en couple peuvent également compter sur le revenu professionnel de leur conjoint s'il travaille, ce qui leur laisse plus de latitude dans leur choix d'offre de travail.

L'élasticité des heures travaillées propre au salaire est ainsi logiquement plus élevée pour les femmes en couple que pour les femmes seules. Bargain et Orsini (2006) les estiment respectivement à 0,12 et 0,62 ; Bargain *et al.* (2014) à 0,18 et 0,23. L'élasticité de participation intervient de façon prédominante dans l'élasticité de l'offre d'heures, en représentant entre 60 % et 90 % selon les estimations. Elle est elle-même plus élevée pour les femmes en couple que pour les femmes seules. La différence est du même ordre pour Laroque et Salanié (2002) et Fugazza *et al.* (2004) – les élasticités étant respectivement de 0,96 et 0,36, 0,8 et 0,3 –, plus importante pour Bargain et Orsini (2006) – 0,55 et 0,07 –, plus faible pour Bargain *et al.* (2014) – 0,19 et 0,15. Couprie et Joutard (2007) montrent que l'élasticité de substitution entre le loisir et la consommation des femmes en couple est supérieure à celle des femmes seules (0,77 contre 0,53), ce qui va dans le même sens.

- L'élasticité de l'offre de travail des femmes au revenu non professionnel est négative, mais faible.

Bargain *et al.* (2014) estiment une élasticité de la participation et des heures travaillées au revenu négative et proche de zéro pour les femmes en couple et seules, comme pour les hommes. À partir d'un modèle d'offre continue, Donni et Moreau (2007) estiment une élasticité des heures de – 0,2 pour les femmes en couple sans très jeune enfant. Laroque et Salanié (2002) estiment une élasticité de la participation de – 0,11.

- L'offre de travail des femmes est plus élastique que celle des hommes.

Que ce soit pour des raisons économiques ou identitaires, l'injonction à travailler qui pèse sur les hommes est *a priori* plus forte que pour les femmes : au sein des couples, il est en effet socialement mieux toléré que la femme fasse le choix de ne pas travailler plutôt que l'inverse, et les salaires plus élevés des hommes, en moyenne, font que cette option est souvent la plus pertinente financièrement pour le couple.

L'offre de travail des hommes en couple est ainsi peu élastique<sup>60</sup>, alors que celle des hommes seuls est plus élevée et proche de celle des femmes seules. L'élasticité de la participation propre au salaire des femmes pourrait être de l'ordre de deux à trois fois plus élevée que celle des hommes en couple, et moins d'une fois et demi supérieure à celle des hommes seuls. À partir d'un modèle familial unitaire à choix discret, Kabátek *et al.* (2014) estiment une élasticité propre de la participation au salaire de 0,41 pour les femmes en couple, de 0,12 pour les hommes en couple<sup>61</sup> et des élasticités des heures travaillées de respectivement 0,55 et 0,20. Bargain *et al.* (2014) estiment des élasticités de la participation de respectivement 0,15 et 0,19 pour les femmes seules et les femmes en couple, de 0,12 et 0,07 pour les hommes seuls et en couple ; les élasticités des heures travaillées sont estimées à 0,23 et 0,18 pour les femmes, 0,09 et 0,14 pour les hommes. De même, selon Choné (2002), l'élasticité de la participation par rapport à la productivité des femmes est plus de deux fois supérieure à celle des hommes (1,13 contre 0,47).

- L'offre de travail des femmes est plus élastique en présence d'enfants, particulièrement lorsqu'ils sont en bas âge.

La présence d'enfants à charge introduit des coûts supplémentaires en cas de travail hors du domicile, comme des frais de garde, et accroît le besoin de temps domestique<sup>62</sup>. Le nombre d'heures de travail domestique par les femmes est essentiellement déterminé par le nombre d'enfants, particulièrement

<sup>60</sup> Par exemple, Donni et Moreau (2007) ne rejettent pas l'hypothèse de rigidité de l'offre des hommes.

<sup>61</sup> Élasticités exprimées en pourcentage du taux d'activité et non en points de pourcentage comme dans l'article.

<sup>62</sup> Bargain *et al.* (2014), Bunel (2005), Couprie et Joutard (2007).

ceux en âge préscolaire<sup>63</sup>. Ce temps de travail non rémunéré concurrence le temps disponible pour exercer une activité professionnelle, de sorte que la présence d'enfants a un effet négatif à la fois sur la participation et la durée du travail rémunéré des mères. Si l'offre de travail des femmes est ainsi fortement décroissante avec le nombre d'enfants et croissante avec leur âge, son élasticité s'accroît en revanche avec la présence d'enfants, particulièrement en bas âge, ce qui témoigne des arbitrages économiques qui se jouent en lien avec le souhait de s'occuper soi-même de ses enfants et l'accès à des moyens de garde, payants ou non.

Pour la France, Choné (2002) estime l'élasticité de participation à leur productivité des femmes en couple sans enfant à 0,7 et à 1,3 pour les mères d'au moins un enfant. Parmi les mères d'un enfant de moins de 7 ans en couple, Choné *et al.* (2004) estiment une élasticité plus élevée pour les mères d'au moins un enfant âgé de moins de 3 ans : 0,91 contre 0,80 en réaction à une augmentation de 10 % des salaires sans augmenter le Smic, 0,33 et 0,30 en l'augmentant<sup>64</sup>.

L'élasticité de l'offre de travail des mères au coût de la garde serait plus élevée pour les femmes seules, les mères de très jeunes enfants et les femmes à revenus modestes<sup>65</sup>. Toutefois, elle resterait faible lorsque l'on tient compte de la diversité des modes de garde dans les estimations<sup>66</sup>. La scolarisation précoce, à 2 ans, qui peut être vue comme un moyen de garde gratuit, aurait un effet contrasté sur l'emploi des femmes : elle n'affecterait pas l'offre de travail des femmes en couple, mais jouerait positivement sur la participation au marché du travail des mères seules, en particulier les femmes peu diplômées et dans les régions faiblement dotées en modes de garde<sup>67</sup>.

À partir d'un modèle de décision jointe d'offre de travail et de recours à un mode de garde payant, Choné *et al.* (2004) estiment que pour les femmes en couple, mères d'un enfant de moins de 7 ans, les élasticités de la participation et des heures de travail aux dépenses de garde sont quasi nulles et l'élasticité du recours à un mode de garde est négative, de l'ordre de  $-0,3$ . Parmi les femmes qui cessent de recourir à un mode de garde payant suite à une augmentation de 10 % du coût (avant déductions fiscales), 55 % ne modifient pas leur offre de travail, ce qui suggère soit un ajustement des emplois du temps des parents, soit un report sur des modes de garde informels, comme le recours à des proches (amis ou famille) ou au travail au noir. Le même type d'effet a été observé suite à l'augmentation des allocations attachées à la prestation d'accueil du jeune enfant (Paje), laquelle a conduit à une hausse du recours aux modes de garde payants en dehors du domicile supérieure à la hausse concomitante du taux d'activité des mères<sup>68</sup>.

- La sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à l'offre de travail et au salaire de leur conjoint n'est pas établie.

L'interdépendance des choix au sein du couple prend des formes diverses dont les effets nets ne sont pas évidents. Une corrélation positive entre les offres de travail des conjoints peut résulter d'une homogamie des préférences ou d'une complémentarité des temps hors travail des deux membres du couple liée à l'exécution de tâches en commun (loisirs, éducation des enfants par exemple), production domestique<sup>69</sup> qui serait onéreuse (frais de garde d'enfants, d'entretien du foyer...) voire inexistante (loisir partagé, enfants...) sinon. Cet effet d'entraînement des offres de travail des conjoints est contrebalancé par un effet de substitution. Selon une approche mutualiste du couple, le conjoint représente une assurance à la variation d'activité de l'autre conjoint qui permet de lisser la

---

<sup>63</sup> Entre autres Brousse (2015), Rapoport *et al.* (2011), Sofer (2004).

<sup>64</sup> Les élasticités sont plus faibles en cas de hausse du Smic, en raison de l'augmentation de la proportion de femmes dont la productivité est inférieure au seuil à partir duquel une offre d'emploi peut leur être proposée.

<sup>65</sup> Dang et Trancart (2012), Perraudin et Pucci (2007).

<sup>66</sup> C'est l'une des conclusions que tirent Perraudin et Pucci (2007) de leur revue de la littérature sur les effets du coût des services de garde sur l'offre de travail des mères et le recours aux services de garde.

<sup>67</sup> Goux et Maurin (2010), Moschion (2012) sur les femmes en couple ; Couprie et Joutard (2007) notent le rôle important de la scolarisation pour les mères seules.

<sup>68</sup> Givord et Marbot (2013) à partir d'une évaluation par double différence.

<sup>69</sup> Pailhé et Solaz (2008), Solaz (2005).

consommation du ménage<sup>70</sup>. En cas de chômage et/ou de faibles revenus du travailleur principal, le conjoint qui accroît son offre de travail est alors vu comme un travailleur « supplémentaire » ou « additionnel ». Outre les effets de la complémentarité pour le loisir, cet effet peut cependant être affaibli par un phénomène d'homogamie en termes de risques, qui limite l'assurance fournie par le conjoint<sup>71</sup>, et un phénomène d'éviction dû aux assurances institutionnelles, allocations et aides diverses<sup>72</sup>.

Dans le cas français, les résultats ne convergent pas sur l'ampleur respective de ces effets. Par exemple, Fugazza *et al.* (2003) et Kabátek *et al.* (2014) concluent à la prédominance de l'effet de travailleur supplémentaire pour les femmes en couple : un accroissement du salaire de l'homme réduit la propension à travailler et la quantité d'heures travaillées de sa conjointe au profit de la durée travaillée à domicile. De même, Bargain *et al.* (2014) et Kabátek *et al.* (2014) trouvent que l'offre de travail des femmes est plus sensible au salaire de leur conjoint que l'inverse, estimant une élasticité des heures travaillées de respectivement  $-0,11$  et  $-0,31$  pour les femmes en couple,  $-0,01$  et  $-0,10$  pour les hommes en couple. À l'inverse, Fermanian et Lagarde (1999), Duguet et Simonnet (2007), Couprie et Joutard (2007) concluent à une complémentarité des temps de travail des deux membres du couple. Couprie et Joutard (2007) estiment un modèle unitaire d'offre de travail où l'offre de travail de la femme est conditionnelle à celle de son conjoint ; les deux autres études retiennent un modèle de décisions simultanées de l'offre de travail des deux conjoints qui n'attribue pas *a priori* le rôle de travailleur additionnel à la femme et traite les deux conjoints de façon symétrique. Fermanian et Lagarde (1999) concluent à un effet de complémentarité du loisir entre les conjoints qui s'annule en présence de jeunes enfants, l'effet travailleur supplémentaire devenant alors prédominant<sup>73</sup>. Duguet et Simonnet (2007) montrent que la participation de la femme joue positivement et fortement sur la décision de travailler de son conjoint, alors que la participation de l'homme n'influence pas celle de sa conjointe. Cette asymétrie des liens entre les décisions de participer des deux parents est due à l'effet indirect de la présence d'enfants, laquelle influence positivement l'offre de travail des hommes, négativement et fortement celle des femmes. La prise en compte de la simultanéité des décisions des deux conjoints permet ainsi d'expliquer la faiblesse de l'effet travailleur additionnel par l'effet indirect que joue le nombre d'enfants sur l'offre de travail des hommes, laquelle vient pour partie compenser la baisse de l'offre de travail de leur conjointe<sup>74</sup>. Ces différents résultats illustrent la sensibilité des interactions des offres de travail des conjoints aux choix de spécification.

---

<sup>70</sup> Cullen et Gruber (2000), Lundberg (1985).

<sup>71</sup> Lundberg (1985).

<sup>72</sup> Charlot et Decreuse (2010), Cullen et Gruber (2000), Ekert-Jaffé et Terraz (2006).

<sup>73</sup> On renvoie à l'article pour les réserves d'ordre statistique entourant ce dernier résultat.

<sup>74</sup> Duguet et Simonnet (2007).

**Tableau 1. Élasticités d'offre de travail des femmes en France – sélection d'estimations à partir de modèles structurels**

AUTEURS	SOURCE <sup>(1)</sup> POPULATION ETUDIEE	METHODOLOGIE	ÉLASTICITES ESTIMEES <sup>(2)</sup>
Bargain et Orsini, 2006	Enq Budget 1994-95  Femmes âgées de 25 à 64 ans, hors étudiantes, retraitées, fonctionnaires, indépendantes, ou au chômage	Modèle d'offre de travail, avec offre de travail du conjoint exogène, à choix discret d'heures travaillées : 39h / 20h / 0h	Élasticités propres au salaire – variation de 10 % / de 1 %  <u>Femmes en couple</u> - participation : 5,20 / 0,55 - heures travaillées : 5,91 / 0,62  <u>Femmes seules</u> - participation : 0,61 / 0,07 - heures travaillées : 1,09 / 0,12
Bargain <i>et al.</i> , 2014	Enq Budget 1998, 2001  Femmes et hommes âgés de 18 à 59 ans hors étudiants, retraités, fonctionnaires, indépendants, ou au chômage	Modèle d'offre de travail unitaire, à choix discret d'heures trois spécifications : - 50h / 40h / 20h / 0h - 60h à 0h, par pas de 10 heures - 60h à 0h, par pas de 5 heures	Élasticités propres (avec enfant) / croisées au salaire – variation de 1 % – année 1998 (pour l'année 2001, les élasticités salaire sont réduites de moitié pour les femmes en couple, d'un tiers pour les femmes seules et les hommes en couple, quasi inchangées pour les hommes seuls)  <u>Femmes en couple</u> - participation : 0,19 / – 0,08 - heures travaillées : 0,23 (0,24) / – 0,11  <u>Femmes seules</u> - participation : 0,15 - heures travaillées : 0,18 (0,22)  <u>Hommes en couple</u> - participation : 0,07 / 0,00 - heures travaillées : 0,09 / – 0,01  <u>Hommes seuls</u> - participation : 0,12 - heures travaillées : 0,14 (0,13)  Élasticités revenu (hors salaire) de la participation / des heures travaillées  <u>Femmes</u> - en couple : – 0,02 / – 0,03 - seules : 0,00 / 0,00 <sup>ns</sup>  <u>Hommes :</u> - en couple : 0,00 <sup>ns</sup> / 0,00 - seuls : 0,00 / 0,00 <sup>ns</sup>
Choné, 2002	EE 1999  Personnes en couples biactifs (>32h) âgés de 25 à 49 ans, non fonctionnaires, non indépendants	Modèle familial unitaire, avec endogénéisation de la participation du conjoint, à choix discret : emploi / non-emploi	Élasticité de la participation à la productivité – variation de 10 % : - femmes : 1,13 - hommes : 0,47  Élasticité de la participation aux ressources nettes – variation de 10 % : - femmes : 1,29 - hommes : 0,10 ( <i>sic</i> : 0,25)

... / ...

Choné <i>et al.</i> , 2004	ERF 1997 appariée avec EE  Couples avec un enfant âgé de moins de 7 ans (né entre 1991 et 1996) ne recourant pas à une garde d'enfant à domicile hors femmes indépendantes ou enseignantes	Modèle familial unitaire, avec offre de travail du conjoint exogène, à choix discret d'heures : 39h / 30h / 20h / 0h	<u>Femmes en couple</u> Élasticité au salaire – variation de 10 % sans / avec réévaluation du Smic - de la participation : 0,80 / 0,30 (0,91 / 0,33 si enfant de moins de 3 ans) - des heures travaillées : 1,05 / 0,26 (1,20 / 0,29 si enfant de moins de 3 ans)
Couprie et Joutard, 2007	Panel européen des ménages 1997  Femmes seules ou en couple, âgées de 18 à 65 ans	Modèle familial unitaire avec offre de travail du conjoint exogène, à choix discret d'heures : 40h / 35h / 20h / 0h	Élasticité de substitution entre consommation et loisir sans / avec contraintes horaires - femmes en couple : 0,85 / 0,77 - femmes seules : 0,43 / 0,53
Donni et Moreau, 2007	Enq Budget 2000  Femmes en couple en emploi, âgées de 20 à 60 ans, sans enfant de moins de 3 ans	Modèle familial unitaire avec offre de travail du conjoint exogène, à offre continue	Élasticité des heures travaillées - au salaire (au niveau médian) : 0,4 - au revenu (au niveau médian) : - 0,2
Fugazza <i>et al.</i> , 2003	ERFS 1997-98 microsimulation INES  Personnes de moins de 60 ans, hors fonctionnaires, retraités dans couples où un des deux membres est salarié	Modèle familial unitaire, avec offre de travail du conjoint exogène, à choix discret d'heures (sans rationnement) 39h / 30h / 20h / 10h / 0h	Élasticité au salaire de la participation – variation de 10 % : - femmes en couple : 0,8 - femmes seules : 0,3
Kabátek <i>et al.</i> , 2014	Enq Emploi du temps 1998-99  Personnes en couple	Modèle familial unitaire à choix discret quasi continu avec allocation du temps professionnel et domestique	Élasticité au salaire net du travail marchand / du travail domestique – variation de 1 % – propre // croisée  <u>Femmes :</u> - participation* : 0,41 / - 0,24 // - 0,17 / 0,04 - heures travaillées : 0,55 / - 0,36 // - 0,31 / 0,05  <u>Hommes :</u> - participation* : 0,12 / - 0,20 // (-0,01) <sup>ns</sup> / 0,04 - heures travaillées : 0,20 / - 0,34 // - 0,10 / 0,12
Laroque et Salanié, 2002	EE 1999  Femmes âgées de 25 à 49 ans, salariées du privé, conjoint éventuel non indépendant, non retraité	Modèle d'offre de travail, avec offre de travail du conjoint exogène, à choix discret d'heures travaillées : 39h / 20h / 0h	Élasticité de la participation au salaire : - femmes : 0,82 - femmes en couple : 0,96 - femmes seules : 0,36  Élasticités de la participation au revenu : - femmes : - 0,9 - femmes en couple : - 0,11

(1) EE : enquête Emploi – Insee ; ERF : enquête Revenus fiscaux – Insee ; ERFS : enquête Revenus fiscaux et sociaux – Insee.

(2) Les élasticités de la participation sont exprimées en % d'augmentation du taux d'activité. Les élasticités signalées par « \* » sont affichées en points de pourcentage dans les études et ont ici été divisées par les taux d'activité.

Ns : non significatif.

## CONCLUSION

Les approches adoptées pour mesurer la sensibilité de l'offre de travail des femmes montrent un champ peu unifié, laissant ouvertes plusieurs questions méthodologiques. Les estimations réalisées à partir de modèles structurels ont l'avantage d'être non biaisées et généralisables, mais elles reposent souvent sur une description simplifiée de l'environnement décisionnel, notamment socio-fiscal et intrafamilial. Les évaluations sur quasi expériences reposent sur un nombre limité d'hypothèses tout en produisant des estimations robustes, mais leur champ d'application est restreint aux mesures impliquant des changements exogènes ou s'en rapprochant et les conclusions ne sont en général pas généralisables à des populations plus larges que celles étudiées. Les deux approches sont complémentaires. Dans les deux cas, les résultats produits ne peuvent être isolés du cadre méthodologique retenu.

Alors que l'offre de travail des femmes fait l'objet d'une abondante littérature empirique, les élasticités sont peu souvent présentées. La dispersion des valeurs mesurées au cours des années 2000-2010 sur la France résulte essentiellement des différences d'approches et de spécifications retenues pour les estimations. Les résultats convergent néanmoins sur plusieurs points : l'offre de travail des femmes est plus élastique à leur salaire que celle des hommes, elle est plus élevée pour les femmes en couple et les mères de jeunes enfants que pour les femmes seules et les femmes sans enfant. Les résultats divergent en revanche sur la sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à l'offre de travail de leur conjoint. Les modélisations qui intègrent la production domestique et spécifient une simultanéité des décisions d'offre de travail des conjoints mettent plutôt en évidence un effet de complémentarité des temps de travail des deux membres du couple, soit une corrélation positive entre leur offre de travail respective, mais qui s'annulerait en présence de jeunes enfants. L'effet de « travailleur additionnel » observé sur les mères en couple s'expliquerait par les effets opposés que jouent les enfants sur l'offre de travail de leurs parents, positif sur celle des pères, négatif sur celle des mères, plutôt qu'à une compensation des variations de l'offre de travail des pères par celle des mères. Ces résultats remettent en cause les hypothèses encore souvent retenues pour la modélisation de l'offre de travail des femmes, comme leur rôle de travailleur supplémentaire ou l'exogénéité de l'offre de travail de leur conjoint. La confirmation de ces analyses requiert *a minima* de disposer de données fines sur la répartition intrafamiliale de la production et de la consommation domestiques. Une meilleure compréhension des mécanismes de formation des décisions au sein des ménages constituerait alors un apport notable dans la modélisation du comportement d'activité des femmes.



## RÉFÉRENCES

- Aaberge R., Colombino U. et Wennemo T. (2006) “Evaluating alternative representations of the choice sets in models of labour supply”, Statistics Norway – Research Department, *Discussion Papers*, n° 449.
- Aaberge R., Dagsvik J. K. et Steinar S. (1995), “Labor supply responses and welfare effects of tax reforms”, *Scandinavian Journal of Economics*, 97(4), pp. 635-659.
- Afsa C. (1996), « L’activité féminine à l’épreuve de l’allocation parentale d’éducation », *Recherches et prévisions*, n° 46, pp. 1-8.
- Afsa C. et Buffeteau S. (2006), « L’activité féminine en France : quelles évolutions récentes, quelles tendances pour l’avenir ? », *Économie et statistique*, n° 398-399, pp. 85-97.
- Algava E., Bressé S. et Momic M. (2005), « Les bénéficiaires de l’allocation parentale d’éducation : trajectoires d’activité et retour à l’emploi », DREES, *Études et résultats*, n° 399.
- Allain L. et Sédillot B. (1999), « L’effet de l’Allocation parentale d’éducation sur l’activité des femmes », in Majnoni d’Intignano B. (dir), *Égalité entre femmes et hommes : aspects économiques*, Conseil d’analyse économique, La Documentation française.
- Allègre G. (2009), « L’expérimentation du Revenu de solidarité active entre objectifs scientifiques et politiques », OFCE, *Document de travail*, n° 2009-36.
- Atallah G. (1998), « Les impôts sur le revenu et l’offre de travail des femmes mariées : une revue de la littérature », *L’Actualité économique*, vol. 74, n° 1, pp. 95-128.
- Bargain O. (2004), « Aides au retour à l’emploi et activité des femmes en couple », *Revue de l’OFCE*, n° 88.
- Bargain O. (2005), “On modelling household labor supply with taxation”, IZA, *Document de travail*, n° 1455.
- Bargain O. et Orsini K. (2006), “In-work policies in Europe: Killing two birds with one stone?”, *Labour Economics*, 13(6), pp. 667-697.
- Bargain O. et Peichl A. (2013), “Steady-state labor supply elasticities: An international comparison”, *ZEW Discussion Paper*, n° 13-084.
- Bargain O., Orsini K. et Peichl A. (2014), “Comparing labor supply elasticities in Europe and the US: new results”, *Journal of Human Resources*, 2014, 49(3), pp. 723-838.
- Becker G. (1981), *A Treatise on the Family*, Harvard University Press.
- Bittmann S. (2015), « Ressources économiques des femmes et travail domestique des conjoints : quels effets pour quelles tâches ? », *Économie et statistique*, n° 478-479-480, pp. 305-338.
- Blau F. et Kahn L. (2007), “Changes in the labor supply behavior of married women: 1980–2000”, *Journal of Labor Economics*, 25, pp. 393-438.
- Blundell R. (1993), « Offre de travail et fiscalité : une revue de la littérature », *Économie et prévision*, n° 108, pp. 1-18.
- Bourguignon Fr. et Magnac Th. (1990), “Labour supply and taxation in France”, *Journal of Human Resources*, 25(3), pp. 358-389.
- Briard K. (2016), « Le temps partiel avant 40 ans : quels parcours, quels comportements d’activité ? », *Dares, Document d’études*, n° 200.
- Briard K. (2017), « L’essor du temps partiel au fil des générations : quelle incidence sur le début de carrière des femmes et des hommes ? », *Dares analyses, à paraître*.
- Brousse C. (2015), « Travail professionnel, tâches domestiques, temps ‘libre’ : quelques déterminants sociaux de la vie quotidienne », *Économie et statistique*, n° 478-479-480, pp. 119-154.

- Bunel M. (2005), « Les conjoints des salariés passés à 35 heures travaillent-ils davantage ? Une analyse de l'offre de travail familiale sur données françaises », *Économie et prévision*, n° 164-165, pp. 165-183.
- Callan T., van Soest A. et Walsh J. (2009), "Tax structure and female labour supply: Evidence from Ireland", *Labour*, 23(1), pp. 1-35.
- Charlot O. et Decreuse B. (2010), « La couverture du risque chômage au regard de la situation familiale », *Revue d'économie politique*, 120(6), pp. 895-928.
- Chiappori P.-A. (1997), "Introducing household production in collective models of labor supply", *Journal of Political Economy*, 105(1), pp. 191-209.
- Choné Ph. (2002), « Une analyse de la participation des couples à la force de travail », *Revue économique*, 53 (6), pp. 1149-1179.
- Choné Ph., Le Blanc D. et Robert-Bobée I. (2004), « Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants », *Économie et prévision*, n° 162, pp. 23-50.
- Clark A., Couprie H. et Sofer C. (2004), « La modélisation collective de l'offre de travail : mise en perspective et application aux données britanniques », *Revue économique*, vol. 55, n°4, pp. 767-790.
- Cogan J. F. (1981), "Fixed costs and labor supply", *Econometrica*, 49(4), pp. 945-963.
- Crédoc (2007), « Opinions des Français sur la famille, le mariage, l'activité féminine et le partage des tâches domestiques », *Rapport réalisé à la demande du Conseil d'orientation des retraites*.
- Couprie H. et Joutard X. (2007), « Contraintes horaires sur le marché du travail français : une caractérisation du sous et du sur-emploi », *Annales d'économie et de statistique*, n° 86, pp. 109-138.
- Creedy J. et Kalb G. (2003), "Discrete hours labour supply modelling: Specification, estimation and simulation", New Zealand Treasury, *Document de travail*, n°03/20.
- Cullen J. B. et Gruber J. (2000), "Does unemployment insurance crowd out spousal labor supply?", *Journal of Labor Economics*, 18(3), pp. 546-572.
- Dang A.-T. et Trancart D. (2012), « Trajectoires professionnelles et freins à l'emploi des parents isolés allocataires du RMI ou de l'API », *Revue d'économie politique*, vol. 122, n° 5, pp. 685-725.
- De Curraize Y. et Perivier H. (2010), « L'Allocation de parent isolé a-t-elle favorisé l'inactivité des femmes ? », *Économie et statistique*, n° 429-430, pp. 159-176.
- Denis V. et Ruiz N. (2008), « Les classes moyennes face à l'impôt progressif sur le revenu : peut-on réformer en faveur de leur pouvoir d'achat ? », *Économie publique*, n° 22-23, pp. 39-145.
- Donni O. et Moreau N. (2007), "A single-equation model and some evidence from French data", *The Journal of Human Resources*, 42(1), pp. 214-246.
- Duguet E. et Simonnet V. (2007), "Labor market participation in France: an asymptotic least squares analysis of couple decisions", *Review of the Economics of the Household*, 5(2), pp. 159-179.
- Ekert-Jaffé O. et Terraz I. (2005), « L'État et la cellule familiale sont-ils substituables dans la prise en charge des chômeurs en Europe ? », *Économie et statistique*, n° 387, pp. 65-83.
- Euwals R. et van Soest A. (1999) "Desired and actual labour supply of unmarried men and women in the Netherlands", *Labour Economics*, 6, pp. 95-118.
- Evers M., Mooij R. et Vuuren D. (2008), "The wage elasticity of labour supply: A synthesis of empirical estimates", *De Economist*, 156(1), pp. 25-43.
- Fermanian J.-D. et Lagarde S. (1999), « Les horaires de travail dans le couple », *Économie et statistique*, n° 321-322, pp. 89-110.
- Fortin B. et Lacroix G. (1997), "A test of the neo-classical and collective models of household labor Supply", *Economic Journal*, 107, pp. 933-955.
- Fougère D. (2010), « Les méthodes économétriques d'évaluation », *Revue française des affaires sociales*, n° 1-2, pp. 105-128.

- Fugazza M., Le Minez S. et Pucci M. (2003), « L'influence de la PPE sur l'activité des femmes en France : une estimation à partir du modèle Ines », *Économie et prévision*, n° 160-161, pp. 79-98.
- Givord P. (2015), « Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques », *Économie et prévision*, n° 204-205, pp. 1-28.
- Givord P. et Marbot C. (2013), "Does the cost of child care affect female labor market participation? An evaluation of a French reform of childcare subsidies", Insee, *Document de travail*, n° 2013-04.
- Goux D. et Maurin E. (2010), "Public school availability for two-year olds and mothers' labour supply", *Labour Economics*, 17(6), pp. 951-962.
- Gronau R. (1977), "Leisure, home production, and work: The theory of the allocation of time revisited", *Journal of Political Economy*, 85(6), pp. 1099-1123.
- Hagneré C., Picard N., Trannoy A. et Van Der Straeten K. (2003), « L'importance des incitations financières dans l'obtention d'un emploi est-elle surestimée ? », *Économie et prévision*, n° 160, pp. 49-78.
- Hamermesh D. (2000), "Togetherness: Spouses' synchronous leisure, and the impact of children", *Working Paper*, NBER n° 7455.
- Hausman J. A. (1979), "The econometrics of labour supply on convex budget sets", *Economic Letters*, 3, pp. 171-174.
- Hausman J. A. (1980), "The effect of wages, taxes and fixed costs on women's labor force participation", *Journal of Public Economics*, 14 (2), pp. 161-194.
- Heckman J. (1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models", *Annals of Economic and Social Measurement*, 5(4), pp. 475-492.
- Heckman J. (1993), "What has been learned about labor supply in the past twenty years?", *The American Economic Review*, 83(2), pp. 116-121.
- Husson M. (2000), « L'épaisseur du trait : à propos d'une décomposition du non-emploi », *La Revue de l'Ires*, 3 (34), pp. 3-26.
- Killingsworth M. et Heckman J. (1986), "Female labor supply: A survey", Chapter 02, *Handbook of Labor Economics*, 1, pp 103-204.
- Hausman J. A. (1985), "The Econometrics of Nonlinear Budget Sets", *Econometrica*, 53, pp. 1255-1282.
- Hersch J. et Stratton L. S (1994), "Housework, wages, and the division of housework time for employed spouses", *American Economic Review*, 84(2), pp. 120-25.
- Jaumotte Fl. (2003), « Les femmes sur le marché du travail », *Revue Économique de l'OCDE*, n° 37.
- Kabátek J., van Soest A. et Stancanelli E. (2014), "Income taxation, labour supply and housework: A discrete choice model for French couples", *Labour Economics*, 27, pp. 30-43.
- Keane M. (2011), "Labor supply and taxes: A survey", *Journal of Economic Literature*, 49(4), pp. 961-1075.
- Krishnan P. (1990), "The economics of moonlighting: A double self-selection model", *Review of Economics and Statistics*, 72, pp. 361-367.
- Laroque G. et Salanié B. (2000), « Une décomposition du non-emploi en France », *Économie et statistique* n° 331, pp. 47-66.
- Laroque G. et Salanié B. (2002), « Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi », *Revue économique*, 53 (6), pp. 1127-1147.
- Laroque G. et Salanié B. (2003), *Institutions et emploi : les femmes et le marché du travail en France ; Economica*.
- L'Horty Y. et Petit P. (2011), « Évaluation aléatoire et expérimentations sociales », *Revue française d'économie*, vol. XXVI (1), pp. 13-48.
- Lundberg S. (1985), "The added worker effect", *Journal of Labor Economics*, 3(1), pp. 11-37.

- Lundberg S. (1988), "Labor supply of husbands and wives: A simultaneous equations approach", *Review of Economics and Statistics*, 70 (2), pp. 224-235.
- Lundberg S. et Pollak R. (1996), "Bargaining and distribution in marriage", *Journal of Economic Perspectives*, 10(4), pp. 139-158.
- Lundberg S., Pollak R. et Wales T. (1997), "Do husbands and wives pool their resources? Evidence from the U.K. child benefit", *The Journal of Human Resources*, 32(3), pp. 463-480.
- 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, pp. 21-38.
- Marc C. (2006), *Les déterminants qualitatifs des comportements d'activité des femmes. Au-delà des incitations financières*, Thèse de doctorat en Sciences économiques, Université Paris I Panthéon Sorbonne, 347 pages.
- Winship Ch. et Mare R. (1992), "Models for sample selection bias", *Annual Review of Sociology*, 18, pp. 327-350.
- Math A., Meilland C. et Simula L. (2006), « Transferts et incitations financières à l'activité du second apporteur de ressources au sein du couple : une analyse comparative », Cnaf, *Dossier d'étude*, n° 79.
- Minni C. et Moschion J. (2010), « Activité féminine et composition familiale depuis 1975 », *Dares analyses*, n° 27.
- Moffitt R. (1982), "The Tobit model, hours of work and institutional constraints", *The Review of Economics and Statistics*, 64(3), pp. 510-515.
- Moreau N. (2000), « Une application d'un modèle collectif d'offre de travail sur données françaises », *Économie et prévision*, n° 146, pp. 61-71.
- Moschion J. (2012), « Concilier vie familiale et vie professionnelle : l'effet de la préscolarisation », *Revue économique*, vol. 63, n° 2, pp. 187-214.
- Mroz Th. (1987), "The sensitivity of an empirical model of married women's hours of work to economic and statistical assumptions", *Econometrica*, 55(4), pp. 765-799.
- OCDE (2005), « Renforcer les incitations financières au travail : le rôle des prestations subordonnées à l'exercice d'un emploi », *Perspectives de l'emploi*, Chapitre 3.
- Pailhé A. et Solaz A. (2008), "Time with children: Do fathers and mothers substitute each other when one is unemployed?", *European Journal of Population*, 24(2), pp. 211-236.
- Périvier H. (2003), « Les mesures fiscales d'incitation au travail des personnes non qualifiées », *Revue de l'OFCE*, n° 87, octobre.
- Périvier H. (2017), « Réduire les inégalités professionnelles en réformant le congé paternité », *OFCE Policy brief*, 11, 12 janvier.
- Perraudin C. et Pucci M. (2007), « Le coût des services de garde : les effets sur l'offre de travail des mères et sur leur recours aux services de garde », Drees, *Dossiers solidarité et santé*, n° 1.
- Piketty Th. (2003), « L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité », CEPREMAP, *Working Papers* (Couverture Orange).
- Pucci M. et Zajdela H. (2006), « Les bénéficiaires du RMI ont-ils besoin d'incitations financières ? Une remise en cause des trappes à inactivité », in Dang A.-T., Outin J.-L., Zajdela H. (dir), *Travailler pour être intégré ? Mutation des relations emploi-protection sociale*, CNRS- Editions, pp. 129-146.
- Randolph W. C. et Rogers D. L. (1995), "The implications for tax policy of uncertainty about labor supply and savings responses", *National Tax Journal*, 48(3), pp. 429-446.
- Rapoport B., Sofer C. et Solaz A. (2006), « La production domestique dans les modèles collectifs », *L'Actualité économique*, vol. 82, n° 1-2, pp. 247-269.
- Rapoport B., Sofer C. et Solaz A. (2011), "Household production in a collective model: Some new results", *Journal of Population Economics*, 24, pp.23-45.

- Roux S. (2015), « Approches structurelles et non structurelles en micro-économétrie de l'évaluation des politiques publiques », *Revue française d'économie*, 30(1), pp. 13-65.
- Sofer C. (1999), « Modélisations économiques de la prise de décision dans la famille », annexe A dans *L'égalité économique entre hommes et femmes*, rapport du Conseil d'analyse économique, La Documentation Française.
- Sofer C. (2004), « Modélisations économiques et tests de la prise de décision dans la famille », *Rapport d'études pour la Dares*.
- Solaz A. (2005), "Division of domestic work: Is there adjustment between partners when one is unemployed?", *Review of Economics of the Household*, 4(3), pp. 387-413.
- Sterdyniak H. (2000), « Économétrie de la misère, misère de l'économétrie », *Revue de l'OFCE*, n° 75.
- Van Soest A. (1995), "Structural models of family labor supply: A discrete choice approach", *The Journal of Human Resources*, 30(1), pp. 63-88.
- Zabel J. E (1993), "The relationship between hours of work and labor force participation in four models of labor supply behavior", *Journal of Labor Economics*, 11(2), pp. 387-416.