

L'ÉLASTICITÉ DE L'OFFRE DE TRAVAIL DES FEMMES EN FRANCE

PETITE REVUE DE MÉTHODES ET DE RÉSULTATS¹

Karine Briard

Direction de l'animation de la recherche, des études et des statistiques (Dares)

La mesure de l'élasticité de l'offre de travail des femmes à leurs revenus est un champ d'analyse peu unifié, laissant plusieurs questions méthodologiques et empiriques ouvertes. Cet article vise à donner des repères sur les stratégies d'estimation mobilisées dans la littérature empirique et à recenser les estimations menées sur la France.

La plupart des études menées sur les vingt dernières années qui explicitent cette élasticité reposent sur l'estimation de modèles structurels à choix discret d'heures, plus flexibles que les modèles à offre continue pour rendre compte de la complexité du contexte décisionnel.

Si les élasticités publiées sont dispersées, en raison de différences de date, de champ et de spécification, les résultats convergent sur le fait que l'élasticité de l'offre de travail des femmes est plus élevée que pour les hommes, notamment lorsqu'elles sont en couple et mères de jeunes enfants. En revanche, les résultats divergent sur la sensibilité de l'offre des femmes à celle de leur conjoint, ce qui questionne la modélisation des interactions stratégiques au sein des ménages.

Mots clés : femmes, modèles structurels, quasi-expériences, estimation.

1. L'auteur tient à remercier les rapporteurs anonymes de la revue pour leurs remarques et suggestions stimulantes, ainsi que Véronique Simonnet pour ses conseils sur une version préliminaire de l'article. Elle reste néanmoins responsable des erreurs ou imprécisions qui subsisteraient.

En France, le taux d'activité des femmes s'est rapproché de celui des hommes tout au long du XX^e siècle. Il lui reste néanmoins encore inférieur, en particulier parmi les moins diplômé-es. En 2018, d'après l'enquête Emploi de l'Insee, 80 % des femmes âgées de 20 à 59 ans sont actives contre 89 % de leurs homologues masculins, mais respectivement 86 % et 71 % parmi les non-bachelier-es. Cette moindre présence des femmes sur le marché du travail résulte pour partie d'un partage asymétrique des temps entre conjoints dans les couples. Le temps que les femmes peuvent dédier à une activité rémunérée est en effet concurrencé par le temps qu'elles consacrent à la production domestique (tâches ménagères, soins aux enfants, etc.), qui est encore principalement à leur charge (Brousse, 2015 ; Champagne *et al.*, 2015). Ainsi, l'emploi des femmes diminue avec le nombre d'enfants et d'autant plus qu'ils sont en bas âge (entre autres, Minni et Moschion, 2010), alors que les hommes avec enfant sont plus souvent en emploi que les hommes sans enfant (Insee, enquête Emploi).

Au milieu des années 1970, l'écart entre le taux d'activité des femmes et celui des hommes était 4 fois plus élevé qu'aujourd'hui. Il s'est réduit sous l'effet de multiples facteurs sociétaux et réglementaires (Briard, 2021) qui ont conduit un nombre croissant de femmes à sortir du seul rôle de mère au foyer et à contribuer aux revenus de leur ménage en ayant une activité professionnelle. Sur les cinq dernières décennies, l'essor de l'emploi des femmes est néanmoins à relativiser par l'essor du temps partiel, qui les concerne toujours au premier chef (Afsa et Buffeteau, 2006 ; Briard, 2017b, 2021). En 2019, 28 % des femmes travaillent à temps partiel (8 % des hommes) et près de huit emplois à temps partiel sur dix sont occupés par des femmes. Si certaines y trouvent le moyen de concilier vies professionnelle et familiale en répondant à leur souhait de s'occuper elles-mêmes de leurs enfants, pour d'autres, cette « conciliation » s'impose par manque d'alternatives de modes de garde (Briard, 2017a). Pour les moins qualifiées, le temps partiel apparaît aussi souvent comme la seule modalité d'emploi accessible (Maruani, 2017 ; Briard, 2021).

La multiplicité des déterminants, professionnels et non professionnels, de l'offre de travail des femmes, explique des niveaux d'activité professionnelle très variables en fonction de l'âge, de la situation familiale, du niveau d'études, etc. Au niveau macroéconomique, l'emploi des femmes est aussi affecté par diverses politiques publiques, relevant

aussi bien du domaine de l'emploi, de la politique familiale, que du soutien aux revenus. Par exemple, dans les années 1990, les abattements de charges sur les emplois à temps partiel ont contribué à augmenter la part des femmes à temps partiel de 7 points de pourcentage sur la décennie (Ulrich et Zilberman, 2007). Bien que non ciblés sur l'emploi des femmes, ils ont été présentés comme une mesure de soutien des entreprises pour répondre à une demande sociale de réduction du temps de travail émanant principalement des femmes (Angeloff, 2009). S'ils ont probablement permis à des inactives d'entrer sur le marché du travail, ils ont aussi réduit la quantité d'heures de travail que d'autres auraient été prêtes à effectuer. De même, entre 1994 et 1997, l'extension de l'allocation parentale d'éducation (APE) aux mères de deux enfants s'est accompagnée d'une chute de 15 points de pourcentage du taux d'activité de ces mères ayant un enfant de moins de 3 ans, celles qui étaient au chômage ou dans des emplois précaires étant incitées à rester au foyer (Afsa, 1996 ; Piketty, 1998 ; Marc, 2004 ; Minni et Moschion, 2010). Plus récemment, en 2015, la réduction à deux années de la durée de versement de l'allocation au parent prenant un congé parental (la limite des trois années étant conservée au niveau du ménage, au titre de l'enfant) ne semble pas avoir eu les effets positifs escomptés sur l'emploi des femmes. Alors que l'objectif était d'accroître l'activité des mères par une incitation des pères à recourir au congé parental, l'inertie des comportements semble s'être traduite par une augmentation du chômage des mères d'un enfant de 2 ans, celles-ci n'étant probablement pas en mesure de reprendre un emploi avant l'entrée à l'école de leur benjamin à défaut de trouver un mode de garde satisfaisant (HCFEA, 2019).

Quel que soit son objet, toute politique est en fait susceptible de faire varier l'offre de travail dès lors qu'elle affecte, de façon plus ou moins directe, les revenus. Il en est également ainsi, par exemple, de dispositions fiscales comme le quotient conjugal (Échevin, 2003 ; Carbonnier, 2014 ; Allègre *et al.*, 2019), des allocations familiales et aides à la garde, ou encore du développement des modes d'accueil des jeunes enfants (Perraudin et Pucci, 2007 ; Maurin et Roy, 2008 ; Pora, 2020). La pertinence et l'efficacité de ces politiques est conditionnée par la sensibilité de l'offre de travail aux variations de revenus qu'elles induisent ; il importe donc de l'évaluer.

Formellement, cette « sensibilité » correspond à l'élasticité de l'offre de travail, qui désigne la variation du niveau d'activité professionnelle résultant d'une variation d'une unité de revenu, salarial ou non salarial. À l'échelle d'une économie, le niveau d'activité peut être mesuré par le volume total d'heures travaillées, indicateur qui synthétise deux dimensions de l'offre de travail : le nombre de personnes occupant un emploi et leur durée de travail moyenne. À l'échelle individuelle, l'offre de travail se décompose en l'occupation (ou non) d'un emploi – ou « participation » – et, le cas échéant, le nombre d'heures travaillées. Cette distinction entre niveau et intensité d'emploi, entre « marge extensive » et « marge intensive » de l'offre de travail, est d'autant plus nécessaire que les individus ont une offre de travail hétérogène. Cela est particulièrement le cas des femmes dont une part non négligeable est en dehors du marché du travail (ni en emploi, ni en recherche d'emploi) et dont les durées de travail sont relativement dispersées en raison de leur surreprésentation dans les emplois à temps partiel.

Plusieurs méthodes peuvent être mises en œuvre pour évaluer la sensibilité de l'offre de travail. Une première approche, purement comptable, consiste à mesurer l'incidence de variations d'unités monétaires sur des individus ou ménages 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 (pour des applications, Math *et al.*, 2006 ; Périer, 2003 ; OCDE, 2005). Cette approche demande peu d'informations sur les individus, mais elle postule une invariance de leurs comportements ne considérant pas leurs préférences. La mesure de la sensibilité de l'offre de travail requiert donc souvent des méthodes d'évaluation économétriques reposant sur l'estimation de fonctions d'offre de travail. Deux grandes approches sont utilisées en évaluation des politiques publiques. L'approche structurelle repose sur l'estimation d'un modèle complet dont la spécification exprime des liens causaux fondés théoriquement, dans lequel les préférences sont prises en compte. L'approche non structurelle, ou « athéorique » (Blundell et Costa Dias, 2009 ; Roux, 2015), s'appuie sur les résultats *ex post* de politiques publiques et se fonde uniquement sur des formes réduites de modèles pour isoler les effets causaux. Bien que ces approches fondamentalement différentes soient souvent vues comme concurrentes, elles peuvent se combiner et un nombre croissant de travaux exploitent leurs complémentarités.

Cet article vise, sous un format court et peu technique², à donner des repères sur les stratégies d'estimation mobilisées dans la littérature empirique pour calculer l'élasticité de l'offre de travail des femmes au salaire et/ou au revenu non salarial, et à renseigner les valeurs estimées sur la France. La première partie présente l'expression analytique de cette élasticité, rappelant notamment les hypothèses du modèle standard dont elle est issue et les écueils empiriques de ce dernier lorsqu'il est appliqué à la population féminine. La deuxième partie s'attache aux méthodes mobilisées en pratique – estimations de modèles d'offre à choix discret et sur formes réduites – en présentant leurs principaux intérêts et limites. La dernière partie recense les estimations de l'élasticité de l'offre de travail des femmes en France publiées au cours des vingt dernières années et en dresse une synthèse.

1. Fondement théorique et difficultés d'évaluation pratiques de l'élasticité de l'offre de travail des femmes

L'élasticité de l'offre de travail se déduit de l'optimisation d'un modèle d'offre de travail, lequel exprime les comportements d'offre individuels. Son expression analytique est immédiate dans le cadre du modèle standard dans lequel le choix du temps travaillé se réalise sur un ensemble continu d'heures (encadré 1). Cependant, ce modèle se fonde sur des hypothèses 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 ou de coûts fixes. Diverses extensions permettent de lever certaines hypothèses, mais le cadre analytique reste peu adapté à la prise en compte du système socio-fiscal et à l'analyse du comportement d'activité des femmes, dont une partie substantielle du temps est consacrée à la production domestique et dont certaines décisions sont étroitement liées à la situation familiale.

2. Pour faciliter l'accès à un lectorat francophone, les travaux rédigés en français sont cités de façon privilégiée.

Encadré 1. Expression des élasticités d'offre de travail

Dans le modèle standard d'offre de travail, l'individu possède une dotation limitée de temps T qu'il divise entre des heures de travail H et de loisir L de façon à maximiser sa fonction d'utilité $U(\cdot)$ sous la contrainte (sc.) que sa consommation C soit couverte par l'ensemble de ses revenus, non professionnels R et professionnels wH , w étant le salaire net horaire.

Il s'en déduit une fonction d'offre de travail H^* , dite Marshallienne, à valeurs positives lorsque le salaire offert est supérieur au salaire de réserve de l'individu \bar{w} , telle que :

$$H^*(w, R) = \underset{\{C, L\}}{\text{Argmax}} U(C, L) \text{ sc. } \begin{cases} C \leq R + wH \\ T = L + H \end{cases}$$

avec $H^* > 0$ si $w \geq \bar{w}$ et $H^* = 0$ sinon

Si les préférences sont convexes, la linéarité de la contrainte budgétaire assure l'unicité de la solution.

La minimisation du revenu sous la contrainte d'utilité conduit, elle, à la fonction d'offre Hicksienne.

$$\hat{H}(w, \bar{U}) = \underset{\{C, L\}}{\text{Argmin}} [C + wL] \text{ sc. } U(C, L) \geq \bar{U}$$

Par la relation de Slutsky, l'élasticité Hicksienne $\hat{\varepsilon}$, dite compensée – laissant l'utilité inchangée –, s'exprime comme l'élasticité Marshallienne ε^* , dite « non compensée », moins l'effet revenu :

$$\hat{\varepsilon} = \varepsilon^* - w \frac{\partial H}{\partial R}$$

$$\text{avec } \varepsilon^* = \frac{w}{H} \frac{\partial H^*}{\partial w} \text{ et } \hat{\varepsilon} = \frac{w}{H} \frac{\partial \hat{H}}{\partial w}$$

1.1. Transferts socio-fiscaux

Un des principaux écueils auxquels se heurtent les modèles d'offre de travail néoclassiques est la prise en compte des transferts socio-fiscaux. En effet, 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 (CB) et les aides sous conditions de ressources génèrent des non-convexités, ce qui contrevient aux hypothèses assurant l'unicité de l'optimum. En France, le problème se pose avec acuité en raison de l'empilement de multiples dispositifs, souvent interdépendants, avec des effets de seuil et des barèmes complexes parfois liés à des caractéristiques endogènes à l'offre de travail, telles que le statut d'activité ou la situation familiale.

La méthode la plus usuellement adoptée pour contourner ce problème consiste à linéariser la CB par morceaux. Proposée par Hausman (1985)³, celle-ci a néanmoins l'inconvénient de poser des contraintes sur les élasticités (entre autres, MaCurdy *et al.*, 1992). Empiriquement, elle produit des élasticités élevées et très sensibles aux spécifications (Blundell, 1993 ; Bargain et Peichl, 2013 ; Evers *et al.*, 2008). En outre, la méthode ne peut s'appliquer que pour des non-convexités peu prononcées (par exemple dans Bourguignon et Magnac, 1990 ; Denis et Ruiz, 2008) et s'avère donc inadaptée pour l'étude de populations potentiellement bénéficiaires d'aides sous conditions de ressources.

1.2. Coûts fixes et quasi fixes du travail

Une source de discontinuité de la CB est l'existence de coûts liés au fait même de travailler, comme des frais de transport ou de garde d'enfant. Ceux-ci apparaissent lors de la prise d'un emploi – coûts « fixes » – et peuvent évoluer avec la quantité d'heures travaillées – « quasi fixes ». La nature et le montant de ces coûts étant différents sur la marge extensive de l'offre de travail et la marge intensive, celles-ci doivent être modélisées séparément (Atallah, 1998 ; Zabel, 1993). Or l'estimation de deux équations, pour la participation et pour la durée travaillée, soulève des difficultés. Ainsi, l'estimation par un modèle Tobit suppose implicitement que les facteurs influencent de manière identique les décisions de participation et de temps de travail, et conduit à surestimer les élasticités (entre autres, Zabel, 1993). L'estimation en deux étapes d'Heckman (1976), « Tobit II », qui vise à corriger la sélection endogène de la quantité d'heures de travail dans la participation, produit des élasticités peu robustes à la spécification du modèle (entre autres Winship et Mare, 1992) ; sa mise en œuvre est en outre rendue difficile par la nécessité de déterminer des caractéristiques liées à la participation, mais non à la quantité d'heures. Empiriquement, la détermination des coûts fixes se heurte aussi au manque de données, ce qui conduit à retenir des hypothèses simplificatrices.

3. Voir Atallah (1998) pour une discussion des méthodes palliant la non-linéarité de la CB.

1.3. Restriction sur la demande de travail et contraintes horaires

Le nombre minimal d'heures qu'imposent les employeurs ou la loi crée une autre source de discontinuité de l'offre (Moffitt, 1982). Une difficulté de la modélisation est alors de distinguer l'inactivité choisie, qui résulte des seules préférences du ou de la travailleur-se 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 minimum qui censure les offres de travail dont la productivité est inférieure (situation de chômage classique), ou qu'elle résulte des difficultés d'appariement. L'estimation par un modèle à double censure (*double hurdle*) spécifiant d'abord le choix de participer au marché du travail puis l'occupation d'un emploi, comme le fait Jourdain de Muizon (2018) à l'instar de Blundell *et al.* (1987), a l'intérêt de ne pas faire porter les effets de la demande intégralement à travers le salaire comme c'est le cas avec une modélisation Tobit. En contrepartie, elle n'autorise pas des restrictions sur le nombre d'heures de travail offertes qui conduiraient l'individu à opter pour une durée de travail sous-optimale plutôt que d'être au chômage (« sous/sur-emploi »). Or ne pas prendre en compte le rationnement de la demande de travail tend à surestimer les élasticités de participation. Par exemple, un salaire minimum censure d'autant plus l'offre de travail des travailleur-ses qu'il est élevé relativement à leur salaire de réserve. En France, l'effet du Smic serait ainsi notable (voir *infra*). Les femmes étant relativement plus nombreuses que les hommes à occuper des emplois rémunérés au Smic, elles sont potentiellement davantage concernées à salaire de réserve identique.

1.4. Hétérogénéité du temps et production domestique

Le modèle standard ne différencie le temps qu'entre travail et loisir. Or le temps de loisir est valorisé différemment selon qu'il est choisi ou contraint, comme en cas de chômage (Pucci et Zajdela, 2006), et selon la part de travail non rémunéré qu'il inclut, notamment le travail domestique. Les modèles d'allocation du temps (Faugère, 1980 ; Juster et Stafford, 1991), qui distinguent travail marchand, travail non marchand et loisir, offrent à cet égard un socle analytique plus riche pour la modélisation de l'offre de travail des femmes, spécifiquement dans le cadre de modèles d'offre de travail collectif (Sofer, 2004 ; Math *et al.*, 2006 ; Rapoport *et al.*, 2011). Néanmoins, ces modèles présentent des limites théoriques et empiriques (Killingsworth et

Heckman, 1986), se heurtant en particulier à la difficulté de mesurer séparément le temps de travail domestique, productif, et le temps de loisir, non productif⁴.

1.5. Décisions intrafamiliales

Les modèles d'offre de travail continue se prêtent mal à une modélisation des décisions jointes au sein des couples. Le plus souvent est considérée une décision unique pour le ménage (Becker, 1981) ou donnant la primauté à l'homme sur 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 (exemple dans Bourguignon et Magnac, 1990 ; Donni et Moreau, 2007). Cette approche asymétrique entre les deux membres du couple n'est *a priori* pas sous-tendue par un jugement moral, mais par le constat que la plupart des hommes travaillent et que la faible dispersion de leur durée de travail soulève des problèmes d'identification (entre autres, Keane, 2011).

Ce modèle unitaire est contesté théoriquement, car il renvoie à des configurations caricaturales de la famille : la décision est prise soit par le chef de famille pour l'ensemble des membres du ménage, soit dans le cadre d'une coordination forte et consensuelle entre les membres. Elle repose également sur une hypothèse de mise en commun des ressources (*income pooling*) qui est rarement vérifiée empiriquement (Lundberg, 1988 ; Lundberg et Pollak, 1996 ; Fortin et Lacroix, 1997). Ainsi, en France, un tiers des couples avec enfants ne mettent pas en commun l'ensemble de leurs revenus (Ponthieux, 2015). En outre, femmes et hommes en font un usage différent, les femmes destinant plus souvent une augmentation de leurs revenus à des dépenses d'éducation (Roy, 2006)⁵.

Des extensions du modèle standard permettent une représentation plus fidèle des interactions entre les décisions des conjoints, notamment à travers les transferts socio-fiscaux (la familialisation de l'impôt, par exemple ; Carbonnier, 2014) ou la production domestique (Bittmann, 2015 ; Pailhé et Solaz, 2008). Les modèles collectifs visent précisément à rendre compte de ces interactions (par exemple,

4. Pour une évaluation sur la France, voir Roy (2011).

5. On retrouve une orientation des gains des mères vers les dépenses liées aux enfants dans d'autres pays, comme le Canada (Phipps et Burton, 1998) ou le Royaume-Uni (Lundberg *et al.*, 1997).

Moreau, 2000 ; Chiappori et Donni, 2006 ; Rapoport *et al.*, 2006, 2011) : chaque individu est doté de sa propre utilité – ce qui respecte l'individualisme méthodologique – mais réalise ses choix sous un ensemble de contraintes qui s'imposent à la cellule familiale. Le processus de décision peut être non coopératif, « stratégique », ou coopératif, intégrant éventuellement des règles de partage des ressources entre les conjoints. Cependant, ces modèles demeurent complexes pour l'analyse des politiques publiques et les données détaillant l'allocation des ressources ou de la consommation au sein des ménages restent rares, ce qui limite leur utilisation.

2. Stratégies d'estimation

Si le modèle d'offre de travail continue permet de calculer directement une élasticité d'offre de travail et en explicite les mécanismes sous-jacents, il reste peu flexible pour prendre en compte simultanément plusieurs sources de discontinuités telles que les transferts socio-fiscaux, les contraintes de la demande de travail ou les spécificités de l'offre de travail dans un cadre familial, pourtant importantes dans les décisions d'activité des femmes. Face à ces difficultés, d'autres méthodes ont été développées pour évaluer les réactions de l'offre de travail à des variations de revenu. Ainsi, les modèles à offre de travail discrète – discontinue – permettent de décrire l'environnement décisionnel et le système socio-fiscal plus aisément (2.1). Depuis les années 1990, l'évaluation des politiques publiques mobilise aussi des méthodes non structurelles qui s'affranchissent de la modélisation des comportements en exploitant les observations des réactions individuelles à des chocs ou des discontinuités, tels que des réformes de politiques publiques ou des effets de seuil du système socio-fiscal. Bien qu'elles dépendent de la population et du contexte étudiés, ces évaluations peuvent, sous certaines conditions, être combinées à des approches structurelles (2.2).

2.1. Les modèles structurels à offre de travail à choix discret

Les modèles à choix discret sont pour la plupart des modèles à utilité aléatoire. Ils s'appuient, non sur l'estimation d'une fonction d'offre de travail, mais sur l'estimation des paramètres de préférences des utilités associées à chaque alternative de temps de travail (encadré 2).

Encadré 2. Spécification d'un modèle à offre de travail discrète

Dans le cadre d'un modèle de choix discret, l'individu i réalise son choix de temps de travail parmi un ensemble H^i de K^i alternatives de durées :

$$H^i = [h_1^i \dots h_{K^i}^i] \text{ avec } H^i \subseteq \mathcal{H}, \forall i$$

où \mathcal{H} désigne l'ensemble des durées de travail dans l'économie.

Les durées de travail de H^i sont celles auxquelles l'individu i a accès*. Si les recruteurs opèrent un « rationnement » en fonction des caractéristiques des individus, alors $\exists i / H^i \subset \mathcal{H}$. Par exemple, si $\mathcal{H} = \{20h, 28h, 35h, 39h\}$, un individu faiblement qualifié pourrait n'avoir le choix qu'entre deux durées de travail : $H = \{20h, 28h\}$. Ce mécanisme de rationnement peut être formalisé de façon déterministe ou stochastique.

L'individu i opte pour la durée de travail qui lui procure la plus grande utilité. La probabilité pour qu'il choisisse la quantité d'heures h_j est donc :

$$P^i(h_j) = \Pr \left(U^i(\tilde{c}_j, h_j) \geq U^i(\tilde{c}_l, h_l) \right) \quad \forall h_l, h_j \in H^i$$

où $U^i(\tilde{c}_k, h_k)$ est le niveau d'utilité de l'individu i pour une durée de travail h_k et une consommation \tilde{c}_k située sur sa contrainte budgétaire.

$U(\cdot)$ peut s'exprimer comme la somme d'une composante observable $v(\tilde{c}_k, h_k)$, fonction des préférences λ et des caractéristiques sociodémographiques individuelles Z , et d'un terme aléatoire ε_k captant des caractéristiques inobservées autres que les préférences** :

$$U^i(\tilde{c}_k, h_k) = v^i(\tilde{c}_k, h_k) \Big|_{\lambda^i, Z^i} + \varepsilon^i_k$$

Si les ε_k sont indépendants et identiquement distribués selon une loi de Gumbel, alors $P(h_j)$ prend l'expression usuelle d'un logit multinomial :

$$P^i(h_j) = \frac{\exp(v^i(c_j, h_j))}{\sum_l \exp(v^i(c_l, h_l))}$$

La maximisation de la fonction de vraisemblance qui s'en déduit permet d'estimer les paramètres de préférences λ sans procéder, comme dans le cas continu, à la dérivation de la fonction d'utilité et de la contrainte budgétaire.

* Dans le modèle d'Aaberge *et al.* (1995), l'individu choisit une offre d'emploi dont la durée de travail n'est qu'un attribut, à côté du salaire et de caractéristiques non pécuniaires.

** Caractéristiques des alternatives, ou bien erreurs de mesure ou d'optimisation selon les modèles (Aaberge *et al.*, 2018).

En nombre limité, ces alternatives peuvent être fixées et identiques pour tous les individus (van Soest *et al.*, 1990 ; van Soest, 1995) ou bien être distribuées entre eux de façon probabiliste (Aaberge *et al.*, 1995, 2018 ; Bloemen, 2000), ce qui peut traduire le rationnement de la demande des employeurs (temps partiel proposé aux moins diplômés, par exemple) ou l'intensité de recherche d'emploi. Le programme de décision d'offre de travail se réduit alors à une comparaison entre les différents niveaux d'utilité espérés de chaque alternative. Par exemple, les coûts fixes, sources de distorsions de la contrainte budgétaire dans le cas continu, sont implicitement inclus dans les préférences. Marges extensive et intensive sont estimées simultanément, la non-participation étant une option parmi les autres (travailler 0h). Techniquement plus simples et imposant peu d'hypothèses restrictives, ces modèles s'ajustent aussi mieux aux données (entre autres, Callan *et al.*, 2009 ; Euwals et van Soest, 1999).

Le principal inconvénient des modèles discrets tient au caractère exogène des alternatives qui *de facto* ne peuvent pas intégrer les effets en retour des comportements d'offre sur la demande de travail. Par ailleurs, la spécification discrète ne peut capter que des transitions entre états. Son champ d'application et d'évaluation se restreint donc plutôt aux réformes conséquentes, comme les réformes de nature structurelle. Dans le cadre de réformes paramétriques de faible ampleur, l'approche continue reste donc plus adaptée pour mesurer des changements de comportement (Denis et Ruiz, 2008).

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. Ces modèles étant non linéaires, les élasticités associées à une augmentation de 1 % ou de 10 % de revenu n'ont pas de raison d'être proportionnelles, et l'évaluation des élasticités à un point moyen est souvent peu pertinente. Si les différences sont plus faibles lorsque les alternatives de durée de travail sont nombreuses, les diverses options prises pour calculer les élasticités participent de la difficulté de les comparer entre elles.

2.2. Les méthodes d'évaluation de programmes

Une façon d'évaluer la sensibilité des comportements d'activité aux incitations financières est de mesurer directement les effets d'un programme – l'introduction ou la réforme d'un dispositif – en estimant un contrefactuel – la situation qui aurait prévalu en son absence.

Fondamentalement, cette approche s'oppose à l'approche structurelle dans le sens où elle repose sur la variabilité des réponses individuelles plutôt que sur les comportements économiques qui les sous-tendent. L'objectif est principalement de connaître et de décrire ces décisions dans le contexte précis où elles sont prises, et non de les expliquer à partir de lois générales. Elles reposent sur l'estimation de formes réduites de modèles et non de modèles complets.

Le principe général est de comparer les effets entre les personnes concernées par le programme – 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, en théorie, 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. Des expériences contrôlées, dans lesquelles les individus traités sont distribués aléatoirement sont délicates à mettre en place en pratique (coût, choix politique...) et restent rares. Les évaluations portent ainsi le plus souvent sur des « expériences naturelles » dans lesquelles les mesures ne s'éloignent 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 relevant de cette approche « non structurelle » se distinguent par les hypothèses retenues et les données disponibles (Fougère, 2010 ; L'Horty et Petit, 2011 ; Givord, 2015 ; Roux, 2015 ; Chabé-Ferret *et al.*, 2017 ; Fougère et Jacquemet, 2019). Les plus répandues sont la méthode de double différence (DiD pour *differences-in-differences*) ; celle des variables instrumentales ; les méthodes d'appariement comme le score de propension ; les régressions sur discontinuités (RD) ou encore la méthode du regroupement (Kleven, 2016). Parfois, aucune d'elles ne peut être appliquée.

Le fait que ces méthodes reposent sur une hypothèse forte d'absence d'externalités et portent sur des populations spécifiques et/ou des réponses locales interroge leur validité externe, en particulier la généralisation des élasticités qui en découlent (Roux, 2015 ; Fougère et Jacquemet, 2019). La diversification des sources d'identification, à partir de programmes s'appliquant dans des contextes et/ou des populations différentes, répond partiellement à cette limite (Angrist et Pischke, 2010 ; Saez *et al.*, 2012). Aussi, la multiplicité de dispositifs

que comporte le système socio-fiscal français offre-t-il un cadre empirique riche, permettant notamment de considérer des caractéristiques telles que la composition familiale (Sicsic, 2020)⁶.

Le clivage entre approches structurelle et non-structurelle apparaît néanmoins peu pertinent en pratique. En effet, selon que la règle d'affectation au traitement s'apparente à un tirage aléatoire ou découle de lois économiques, un *continuum* se dessine entre les méthodes d'évaluation en fonction de leur degré de support théorique (Blundell et Costa Dias, 2009). Par ailleurs, la stratégie d'estimation peut reposer explicitement sur une complémentarité des deux approches. Ainsi, un modèle structurel peut être mobilisé pour répondre à un problème de données manquantes ou de variables endogènes. De façon plus intégrée, il peut aussi simuler les contrefactuels d'évaluations quasi-expérimentales afin de disposer d'une variété de réponses individuelles pour des groupes démographiques distincts dans des contextes divers ; de même que la validité de ce même modèle peut être testée en comparant ses prédictions à celles issues des évaluations de programmes effectivement mis en œuvre (voir par exemple Boer et Jongen, 2020 ; Bargain *et al.*, 2014 ; Bargain et Doorley, 2017). Les estimations issues de formes réduites peuvent aussi permettre de contourner le problème d'identification des paramètres d'un modèle structurel en fournissant des estimations locales (Heckman, 2010). L'interprétation de chaque estimation, notamment sa portée, est alors essentielle pour assurer la validité du modèle.

3. Méthodes et résultats de la littérature empirique

Les revues de littérature empirique et les études menées en comparaison internationale (Bargain et Peichl, 2013 ; Evers *et al.*, 2008 ; Keane, 2011) font état de la grande dispersion des élasticités d'offre de travail calculées pour les femmes et en analysent les facteurs (3.1). Des analyses similaires sont rarement menées à une échelle nationale (hors États-Unis). Pourtant, les élasticités issues des quelques travaux qui les explicitent pour la France sont également dispersées. La mise en

6. Sicsic (2020) adopte une démarche proche de l'*Elasticity Taxable Income* (Saez *et al.*, 2012), dont les réponses sont en termes de revenu et non d'heures travaillées. Les « statistiques suffisantes » mobilisées (Chetty, 2009) dispensent de calibrer intégralement un modèle structurel en menant des estimations sur formes réduites ayant les bonnes propriétés. Cette démarche, qui articule approches structurelle et non-structurelle, est l'objet d'un intérêt croissant propice à l'enrichir (Kleven, 2020).

regard des différents choix méthodologiques (3.2) et des résultats (3.3) de ces travaux permet d'en identifier les points de convergence et de divergence éventuels.

3.1. Éléments de perspective internationale

Au niveau international, la grande dispersion des élasticités qui ressort des revues de littérature traduit des différences entre pays d'ordres institutionnel, culturel ou encore démographique, mais aussi des différences uniquement méthodologiques, de champ, de période couverte et de méthode d'estimation (Bargain *et al.*, 2014). Dans la plupart des pays, l'élasticité de l'offre de travail des femmes diffère selon qu'elles sont en couple ou seules, avec ou sans enfant (Bargain *et al.*, 2014). Les élasticités portant sur des périodes récentes sont globalement plus faibles en raison de la modification des préférences et de la hausse de la participation au marché du travail des femmes (Blau et Kahn, 2007 ; Blundell *et al.*, 2011). Néanmoins, entre deux années proches, des variations peuvent être importantes, signe alors de la modification des incitations financières des dispositifs publics. Par exemple, Bargain *et al.* (2014) estiment qu'en France les élasticités propres au salaire des femmes en couple sont près de deux fois moins élevées en 2001, après l'instauration de la Prime pour l'emploi (PPE), qu'en 1998. Sur les dernières décennies, la baisse des élasticités publiées tient aussi à l'évolution des méthodes d'estimation, notamment l'abandon des modèles d'offre continue avec linéarisation de la CB au profit de modèles à choix discret (Bargain et Peichl, 2013 ; Evers *et al.*, 2008)⁷.

Comme le montrent Bargain *et al.* (2014), dès lors que le périmètre d'étude est identique et qu'un même modèle d'offre de travail est estimé séparément pour chaque pays, les élasticités qui en sont issues sont nettement plus resserrées. En particulier, à date et groupe démographique identiques, la dispersion des élasticités d'offre de travail à l'échelle européenne résulte moins des différences entre les systèmes de taxes et de transferts publics nationaux qu'entre les préférences individuelles et sociales⁸. Le taux d'activité des femmes reflète pour partie ces dernières et, comme les pays dont le taux d'activité féminine est élevé, la France se situe parmi les pays à faible élasticité. Les

7. Les modélisations multipériodes où interviennent des mécanismes d'épargne et, éventuellement, d'accumulation de capital humain sur le cycle de vie, produisent des élasticités plus élevées (Heckman, 1993 ; Keane, 2011), mais restent peu fréquentes.

8. La sensibilité de l'offre de travail des femmes au développement des politiques de prise en charge des enfants pourrait néanmoins justifier des différences plus importantes pour elles (Evers *et al.*, 2008).

élasticités propres d'offre de travail des femmes en couple en France sont dans la moyenne de pays à économie comparable, mais celles des femmes seules sont dans la fourchette basse⁹.

3.2. Études sur la France : considérations méthodologiques

Nombre d'études sont régulièrement menées en France pour évaluer les effets des dispositifs publics sur l'emploi. Pourtant, sur les vingt dernières années, peu d'entre elles – neuf à notre connaissance – présentent des élasticités d'offre de travail des femmes à leurs revenus. Le tableau ci-après les présente de façon synthétique. Toutes ces études s'intéressent aux femmes en couple, certaines élargissent le champ aux femmes seules et/ou aux hommes. Toutes s'appuient sur des modèles structurels statiques, la plupart étant des modèles d'offre discrète, et aucune ne s'appuie sur des évaluations de programme¹⁰ qui, en effet, ne peuvent pas toujours permettre d'explicitier des élasticités, faute d'avoir un contrefactuel¹¹. Depuis la fin des années 1990, plusieurs évaluations sur quasi-expériences ont néanmoins été menées pour évaluer la sensibilité de l'offre de travail à des dispositifs publics, notamment les mesures liées à la présence d'enfants telle que l'allocation parentale d'éducation (DiD pour Piketty, 1998), l'allocation pour parent isolé (DiD pour de Curraize et Périver, 2010), la prestation d'accueil du jeune enfant (DiD pour Givord et Marbot, 2013, et Jourdain de Muizon, 2020), la scolarisation précoce des enfants (RD pour Goux et Maurin, 2010), l'augmentation du nombre de places en crèche (DiD pour Pora, 2020). Sans les cibler sur les femmes, ces méthodes ont aussi été mobilisées pour évaluer des mesures de soutien aux revenus comme le RSA (revenu de solidarité active) ou la PPE (entre autres, Allègre, 2011 ; Stancanelli, 2008). Ces travaux et, plus généralement, ceux s'intéressant aux réactions de l'emploi des femmes aux mesures socio-fiscales, apportent des compléments utiles à l'analyse des élasticités des quelques études qui les explicitent.

9. Dans leur approche harmonisée sur 17 pays européens et les États-Unis, les auteurs trouvent qu'en 1998, l'élasticité propre au salaire des femmes en couple s'échelonne, sur la participation, entre 0,08 pour le Royaume-Uni et 0,53 pour la Grèce (0,19 pour la France), sur les heures totales, entre 0,12 pour le Royaume-Uni et 0,63 pour l'Espagne (0,23 pour la France). Pour les femmes seules, les amplitudes vont, respectivement, de 0,13 pour l'Autriche à 0,58 pour l'Italie (0,15 pour la France), et de 0,13 pour l'Espagne à 0,67 pour l'Italie (0,18 pour la France).

10. Piketty (1998) fait exception, mais les élasticités y sont données avec de nombreuses réserves. Bien qu'un peu ancienne par rapport à la période couverte par la présente synthèse, cette étude fait date dans les évaluations à partir d'expériences naturelles en France.

11. Cette rareté est aussi observée par Lunberg et Norell (2018) dans leur revue de la littérature sur les évaluations quasi expérimentales menées sur des pays européens (pas la France), les États-Unis et le Canada.

À une exception, les neuf études recensées mobilisent toutes des modèles familiaux unitaires à choix discret, mais le cadre d'analyse apparaît peu unifié sur la façon de représenter le contexte décisionnel. Ainsi, trois études spécifient des décisions simultanées des conjoints, tandis que cinq considèrent l'offre de travail de l'homme comme exogène, supposant une séquentialité des décisions où la femme décide en second.

Les différences de représentation du cadre institutionnel sont aussi importantes, mais peuvent pour partie s'expliquer par les objectifs suivis par les études : selon que leur visée est plutôt théorique (Donni et Moreau, 2007), la comparaison internationale (Bargain et Orsini, 2006 ; Bargain *et al.*, 2014) ou l'aide à la décision publique (évaluation de la PPE pour Fugazza *et al.*, 2003, par exemple), un arbitrage se fait entre la sophistication de la modélisation, la « tractabilité » empirique, c'est à dire la capacité à estimer les différents paramètres de façon robuste, et le degré de description du système socio-fiscal et des contraintes liées à la demande.

Par exemple, à défaut de disposer de données permettant d'estimer correctement les allocations chômage, Choné *et al.* (2004), Fugazza *et al.* (2003), Kabátek *et al.* (2014) ou encore Jourdain de Muizon (2018) n'en tiennent pas compte, alors que Choné (2002) et Laroque et Salanié (2003) préfèrent imputer le Revenu minimum d'insertion (RMI) à tous les ménages sans ressources. Ces derniers évaluent toutefois en variante l'attribution de l'Allocation spécifique de solidarité (ASS) aux demandeurs d'emploi ; les élasticités de participation au salaire des femmes en couple passent alors de 0,97 % à 1,44 %, celles des femmes seules de 0,36 % à 0,56 %, ce qui témoigne de la sensibilité des résultats au mode d'imputation.

S'agissant des restrictions pesant sur les choix d'offre de travail, diverses approches sont également retenues. Dans certaines études, les situations de non-emploi sont différenciées selon, là aussi, des stratégies parfois différentes. Ainsi, Fugazza *et al.* (2003) se fondent sur les déclarations des personnes quant à leur souhait ou non de travailler et leur recherche d'emploi, alors que Choné (2002) et Laroque et Salanié (2003) s'appuient sur une modélisation néoclassique distinguant le cas où le salaire de réserve est supérieur au salaire offert (qualifiée de « chômage volontaire »), celui où le salaire offert est supérieur au Smic (chômage classique), d'un cas résiduel qualifié de « autre non-emploi ». Si l'hypothèse implicite consistant à donner la priorité au

chômage volontaire sur les autres situations de non-emploi est contestable empiriquement (Hagneré *et al.*, 2003 ; Husson, 2000 ; Sterdyniak, 2000), les résultats au niveau agrégé apparaissent toutefois proches entre Fugazza *et al.* (2003) et Laroque et Salanié (2003). À défaut de pouvoir distinguer si les situations de non-emploi résultent des contraintes liées à la demande ou des préférences, la majorité des études adoptent toutefois plutôt une approche pure d'offre de travail selon laquelle les heures observées sont les heures choisies par les individus. Les paramètres de préférences estimés incluent alors les restrictions de demande. Pourtant, omettre ces contraintes peut affecter notablement les élasticités d'offre de travail. Selon Laroque et Salanié (2003), le seul Smic réduirait l'élasticité de la participation au salaire d'un facteur 1,6 pour les femmes en couple et 1,8 pour les femmes seules. Choné *et al.* (2004) estiment que si le Smic augmentait proportionnellement aux salaires, l'élasticité au salaire des femmes en couple serait réduite d'un facteur 2,7 pour la participation et d'un facteur 4 pour les heures travaillées. Pour limiter le biais lié à l'absence des restrictions de demande, Bargain et Orsini (2006) font eux le choix d'exclure les personnes au chômage ou dont le conjoint est chômeur (en plus de l'exclusion usuelle des retraités, étudiants et invalides).

3.3. Études sur la France : principaux résultats

Alors que les travaux recensés sur la France portent sur des années relativement proches (1997 à 2001, à deux exceptions), les élasticités varient de façon relativement importante. En particulier, les élasticités propres des femmes en couple à leur salaire s'échelonnent de 0,19 % à 1,13 % pour la participation, de 0,23 % à 1,05 % pour les heures totales travaillées (marge extensive incluse). En cohérence avec les résultats trouvés à l'échelle européenne (Bargain *et al.*, 2014, par exemple), la marge extensive domine nettement la marge intensive. Les élasticités au revenu non professionnel (revenus du conjoint, du capital, allocations...) ne sont pas systématiquement présentées mais, le cas échéant, elles sont négatives et nettement moins élevées en valeur absolue que les élasticités au salaire, voire quasi nulles. Malgré ces différences, le signe et le niveau des élasticités pour les différents groupes démographiques convergent globalement : l'offre de travail des femmes est plus élastique que celle des hommes, celle des femmes en couple l'est plus que celle des femmes seules et celle des femmes avec enfant(s) plus que celle des femmes sans enfant. En revanche, la

sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à l'offre de travail et au salaire de leur conjoint ne peut pas être clairement établie.

Femmes, hommes et situation conjugale

Dans les couples, il est souvent mieux toléré, pour des raisons identitaires ou de normes sociales¹², que la femme fasse le choix de ne pas travailler plutôt que l'homme (Papuchon, 2017). Cela pourrait expliquer que l'élasticité propre au salaire des hommes en couple soit environ deux à trois fois moins élevée que celle des femmes en couple (Kabátek *et al.*, 2014 ; Bargain *et al.*, 2014 ; Choné, 2002). La faible élasticité de l'offre de travail des hommes en couple (inférieure à 0,1 % pour Bargain *et al.*, 2014) accrédite l'hypothèse de son exogénéité pour l'offre de travail de la conjointe, laquelle se trouve d'ailleurs confirmée par Donni et Moreau (2007) dans le cadre d'un modèle continu.

Bien que peu d'évaluations soient disponibles sur la situation des femmes et des hommes vivant seul-es, celle-ci serait moins dissymétrique. Ainsi, l'élasticité de l'offre des hommes seuls pourrait être près de deux fois supérieure à celle des hommes en couple et être proche de celle des femmes seules (Bargain *et al.*, 2014).

L'élasticité propre au salaire des femmes seules est plus faible que celle des femmes en couple, mais l'ordre de grandeur du rapport entre les deux semble très sensible à la spécification. Ainsi, il serait de 3/8 selon Laroque et Salanié (2003) et Fugazza *et al.* (2003), mais seulement de 6/8 selon Bargain *et al.* (2014). Le rapport serait proche de 1/8 pour Bargain et Orsini (2006) qui, eux, retiennent une approche pure d'offre et se restreignent à une population dont sont exclus (entre autres) les ménages ayant plus de trois enfants ou avec un membre du couple au chômage¹³.

Rôle des enfant(s) et des modes de garde

Le temps que les femmes consacrent au travail non marchand est en grande partie déterminé par le nombre de leurs enfants, particulièrement ceux en âge préscolaire (entre autres, Bloemen et Stancanelli,

12. Selon Akerlof et Kranton (2000), les individus se comportent et décident, non pas uniquement en fonction de considérations économiques, mais aussi de l'utilité qu'ils retirent à se conformer aux normes du groupe social auquel ils appartiennent et/ou s'identifient.

13. Entre les deux années étudiées (1994-95 et 1998), aucun changement structurel n'a affecté les législations socio-fiscales (Bargain et Terraz, 2003), ce qui limite le rôle de celles-ci dans les écarts observés entre les deux études.

2014 ; Rapoport *et al.*, 2011 ; Sofer, 2004). L'offre de travail (marchand) des femmes est ainsi fortement décroissante avec le nombre d'enfants et croissante avec leur âge. En revanche, l'élasticité de cette offre est plus élevée en présence de jeunes enfants ; résultat sur lequel convergent les études qui rendent compte des caractéristiques familiales des femmes quelle que soit l'approche méthodologique, notamment la façon d'intégrer les coûts liés à la garde des enfants dans la décision d'offre de travail. Ainsi, Choné (2002) estime que l'emploi des femmes en couple ayant un enfant de moins de 18 ans augmente de 1,3 % en réaction à une augmentation de 10 % de leur salaire contre 0,7 % pour les femmes sans enfant. Choné *et al.* (2004), qui modélisent de façon jointe l'offre de travail et le recours à un mode de garde payant, estiment que pour une augmentation de salaire de 1 %, l'élasticité de la participation des femmes en couple est de 0,8 % si elles ont un enfant de moins de 7 ans, de 0,9 % si elles en ont un âgé de moins de 3 ans ; les élasticités des heures totales travaillées étant respectivement de 1,0 % et 1,2 %. Bargain *et al.* (2014) obtiennent des valeurs nettement inférieures, mais qui restent plus élevées pour les femmes ayant au moins un enfant en comparaison des femmes sans enfant : 0,24 % contre 0,20 % lorsque les femmes sont mariées, 0,22 % contre 0,16 % lorsqu'elles sont seules. Si ces valeurs dépendent fortement de l'année considérée (les élasticités sont deux fois moindres en 2001 qu'en 1998), les rapports entre les différentes catégories de femmes restent du même ordre. Sur des données plus récentes (2007), Jourdain de Muizon (2018) confirme la relation négative entre l'âge des enfants et l'élasticité de l'offre de travail pour les femmes mariées, aussi bien sur la marge extensive qu'intensive. Suite à une augmentation de salaire de 1 %, leur taux d'emploi augmente de 0,38 point de pourcentage (soit une élasticité d'environ 0,5 %), mais de 0,62 point pour celles dont le plus jeune enfant a moins de 3 ans, 0,41 s'il est âgé de 3 à 5 ans, 0,36 s'il a entre 6 et 17 ans¹⁴, et de 0,27 point pour les femmes n'ayant pas d'enfant. Quant aux heures travaillées, elles augmentent de 0,70 % si le plus jeune enfant a moins de 3 ans, 0,47 % s'il a entre 3 et 5 ans, 0,44 % s'il a entre 6 et 17 ans, et de seulement 0,33 % pour les femmes sans enfant.

Ces fortes variations liées à la présence d'enfant témoignent des arbitrages économiques qui se jouent en lien avec le souhait de s'en

14. Par souci de lisibilité, les valeurs pour tous les groupes d'âge ne sont pas reproduites dans le tableau qui suit.

occuper soi-même ou de le faire garder (Briard, 2017a). Les études s'intéressant au rôle des modes d'accueil des enfants sur l'emploi des femmes en donnent quelques évaluations. L'élasticité de l'offre de travail des mères au coût de la garde apparaît ainsi plus élevée pour les femmes seules, les mères de très jeunes enfants et les femmes à revenus modestes (Dang et Trancart, 2012 ; Perraudin et Pucci, 2007). 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 %. En cas d'augmentation de 10 % du coût du mode de garde (avant déductions fiscales), 55 % des femmes qui ne l'utiliseraient plus ne modifieraient pas pour autant leur offre de travail, soit réorganisant leur emploi du temps conjointement avec le père, soit se reportant sur des modes de garde informels comme des proches ou du travail non déclaré. Le développement de places d'accueil en crèche aurait aussi un effet limité sur l'emploi des mères, réduisant essentiellement le recours à des modes de garde individualisés sans que les femmes qui prennent un congé parental optent plutôt pour ce mode de garde (Pora, 2020). Quant à la scolarisation précoce, à 2 ans, qui peut être vue comme un moyen de garde gratuit, elle aurait un effet contrasté sur l'emploi des femmes, négligeable pour les femmes en couple, positif sur la participation des mères seules, en particulier peu diplômées et résidant dans des régions peu dotées en modes de garde¹⁵.

Interactions entre conjoints

L'hypothèse d'une simultanéité des décisions d'offre de travail de la femme et de son conjoint est retenue dans trois des neuf études ici recensées. Si ce faible nombre ne permet pas de tirer de règle générale, cette hypothèse semble associée à des élasticités propres au salaire des femmes en couple plus élevées. L'analyse de ce constat est cependant peu aisée, car 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

15. 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.

domestique (Pailhé et Solaz, 2008 ; Solaz, 2005) qui, sinon, serait onéreuse (frais de garde d'enfants, d'entretien du foyer...) voire inexistante (loisir partagé, enfants...). En cas de mutualisation des ressources au sein du couple, cet effet d'entraînement des offres de travail des conjoints est contrebalancé par le mécanisme d'assurance que représente l'offre de travail du conjoint, qui peut lui-même être évincé par les assurances institutionnelles telles que les allocations chômage et aides diverses (Charlot et Decreuse, 2010 ; Cullen et Gruber, 2000 ; Ekert-Jaffé et Terraz, 2006).

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)¹⁶, considérant une offre de travail de l'homme exogène pour les premiers, endogène pour les seconds, 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, une complémentarité des temps de travail des deux membres du couple ressort des estimations de Couprie et Joutard (2007), à partir d'un modèle unitaire où l'offre de travail de la femme est conditionnelle à celle de son conjoint, et de Fermanian et Lagarde (1999) et Duguet et Simonnet (2007), à partir d'un modèle de décisions simultanées. Fermanian et Lagarde (1999) concluent en outre à un effet de complémentarité du loisir entre conjoints qui s'annule en présence de jeunes enfants, l'effet de travailleur supplémentaire devenant alors prédominant¹⁷. Duguet et Simonnet (2007) montrent que la participation de la femme joue positivement et fortement sur la décision de travailler de son conjoint et que la participation de l'homme n'influence pas celle de sa conjointe, mais que cette asymétrie résulte indirectement de la présence d'enfants : alors que l'offre de travail des pères augmente en présence d'enfants, celle des mères décroît fortement.

16. Bloemen et Stancanelli (2014) obtiennent des résultats proches de ceux de Kabátek *et al.* (2014). Ils considèrent, comme eux, que les conjoints décident simultanément de l'allocation de leurs temps de travail marchand et non marchand, mais adoptent une approche en forme réduite en estimant un modèle d'équations simultanées pour les salaires, la participation et les heures de travail marchand, de travail domestique et de soins aux enfants de chaque conjoint.

17. On renvoie à l'article pour les réserves d'ordre statistique entourant ce dernier résultat.

Tableau 1. Études présentant des élasticités de l'offre de travail des femmes en France (publications après 2000)

Auteurs	Source ⁽¹⁾ Population étudiée	Méthodologie ⁽²⁾	Élasticités estimées ⁽³⁾ propres // croisées – en % pour une variation de 1 % du salaire S ou du revenu R Ep : participation ; Eh : heures totales		
			Offre d'heures continue		
Donni et Moreau, 2007	Enq Budget 2000 Femmes en couple âgées, comme leur conjoint, de 20 à 60 ans, sans enfant de moins de 3 ans ; salariées	Offre du conjoint exogène (discrète : nulle ou à temps complet)	Valeurs au point médian		
			Femmes	En couple	
			EhS (non comp.) EhR	0,4 (1,0) -0,2	
Offre d'heures discrète					
* Offre conditionnelle à celle du conjoint éventuel					
Laroque et Salanié, 2003	EE 1999 Femmes âgées de 25 à 49 ans, salariées du privé, conjoint éventuel non indépendant, non retraité	$\mathcal{H} = \{39 ; 20 ; 0\}$ Trois catégories de non- emploi, déterminées stochastiquement Modélisation du sous-emploi à partir d'un facteur de désutilité du travail à temps complet	Femmes	En couple	Seules
			EpS avec ASS sans Smic	0,97 1,44 1,55	0,36 0,56 0,64
			EpR	-0,11	
Fugazza et al., 2003	ERFS 1997-98 Femmes de moins de 60 ans, salariées du privé	$\mathcal{H} = \{39 ; 30 ; 20 ; 10 ; 0\}$ Trois catégories de non- emploi déterminées sur une base déclarative, mais pas de temps partiel subi	Femmes #	En couple	Seules
			EpS	0,8	0,3
Choné et al., 2004	ERF 1997 appariée avec EE Femmes en couple avec un enfant âgé de moins de 7 ans ne recourant pas à une garde d'enfant à domicile ; hors indépendantes ou ensei- gnantes	$\mathcal{H} = \{39 ; 30 ; 20 ; 0\}$ Décisions jointes d'offre de travail et de recours à une garde d'enfant payante	Femmes #	En couple	Avec var ^o du Smic
			EpS EhS	0,80 1,05	0,30 0,26
			Avec enfant < 3 ans		
			EpS EhS	0,91 1,20	0,33 0,29
Bargain et Orsini, 2006	Enq Budget 1994-95 Femmes âgées de 25 à 64 ans, ayant au plus 3 enfants, dans ménage sans chômage, sans revenus non profession- nels importants ; salariées du privé (autres pays : Finlande, Allemagne)	$\mathcal{H} = \{39 ; 20 ; 0\}$	Femmes	En couple	Seules
			EpS EhS	0,52 0,59	0,06 0,11

.../...

Tableau 1(bis). Études présentant des élasticités de l'offre de travail des femmes en France (publications après 2000)

Auteurs	Source ⁽¹⁾ Population étudiée	Méthodologie ⁽²⁾	Élasticités estimées ⁽³⁾		
Offre d'heures discrète					
* Offre conditionnelle à celle du conjoint éventuel					
Jourdain de Muizon, 2018	EE 2007 et Enq MDG 2007 Femmes âgées de 25 à 49 ans, salariées (non enseignantes), dont le conjoint n'est ni indépendant, ni retraité, ni étudiant. (autre pays : Royaume-Uni)	$\mathcal{H} = \{\text{temps complet ; 30 ; 20 ; 0}\}$	En couple		
			Femmes	Estimations [§]	<i>Ep – pts de % Eh – intensive</i>
			EpS	0,52*	0,38
			EhS	0,97	0,45
			EpR	-0,16*	-0,12
			EhR	-0,29	-0,13
			Sans enfant		
			EpS / EhS	0,33* / 0,66	0,27 / 0,33
			EpR / EhR	-0,05* / -0,10	-0,04 / -0,05
			Avec enfant < 3 ans		
EpS / EhS	1,09* / 1,80	0,62 / 0,70			
EpR / EhR	-0,25* / -0,38	-0,14 / -0,13			
* Offre du conjoint endogène					
Choné, 2002	EE 1999 Personnes en couple âgées de 25 à 49 ans, salariées du privé, travaillant au moins 32 h	Quatre options de participation h pour la femme F et son conjoint H : $(h_F, h_H) \in \{(0,0) ; (0,1) ; (1,0) ; (1,1)\}$ avec 0 : non-emploi, 1 : emploi	En couple		
			Femmes #		
			EpS	1,13 // 0,07	
			Hommes #		
			EpS	0,47 // 0,09	
Bargain et al., 2014	Enq Budget 1998 (2001) Personnes âgées de 18 à 59 ans salariées du privé, hors familles « très nombreuses » (autres pays étudiés : 16 pays européens + États-Unis)	$\mathcal{H} = \{60 ; 50 ; 40 ; 30 ; 20 ; 10 ; 0\}$ soit 49 options pour les couples (variantes avec 4 et 13 options individuelles, soit 16 et 169 options par couple) Paramètres de préférences identifiés en exploitant les discontinuités de la contrainte budgétaire	Valeurs pour 1998 <i>(pour 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 similaires pour les hommes seuls)</i>		
			En couple		Seules
			Femmes		
			EpS	0,19 // -0,08	0,15
			EhS	0,23 // -0,11	0,18
			<i>avec/sans enfant</i>	0,24 / 0,20	0,22 / 0,16
			EpR	-0,00	0,00
			EhR	-0,00	0,00
			Hommes		
			EpS	0,07 // 0,00	0,12
EhS	0,09 // -0,01	0,14			
EpR	0,00	0,00			
EhR	0,00	0,00			

.../...

Tableau 1(ter). Études présentant des élasticités de l'offre de travail des femmes en France (publications après 2000)

Auteurs	Source (1) Population étudiée	Méthodologie (2)	Élasticités estimées (3)			
* Offre du conjoint endogène						
Kabátek et al., 2014	Enq Emploi du temps 1998-1999 Personnes en couple, toutes deux âgées de moins de 60 ans	Temps alloué au travail professionnel et au travail domestique parmi un ensemble d'heures $\mathcal{H} = \{48, 40, 32, 24, 16, 8, 0\}$ soit $7^2 \times 7^2 = 2\,401$ options par couple <i>Modèle avec rationnement en variante</i>	Femmes en couple			
				Travail marchand	Travail domestique	
			EpS*	0,42 // -0,17	-0,21 // 0,04	
			EhS	0,55 // -0,31	-0,36 // 0,05	
			EpR*	-0,23	-0,01 ^{ns}	
			EhR	-0,25	-0,00 ^{ns}	
			Hommes en couple			
			EpS*	0,12 // -0,01 ^{ns}	-0,32 // 0,07	
EhS	0,20 // -0,10	-0,34 // 0,12				
EpR*	-0,08	-0,18				
EhR	-0,13	-0,40				

(1) Enq : enquête ; EE : enquête Emploi – Insee ; ERF : enquête Revenus fiscaux – Insee ; ERFs : enquête Revenus fiscaux et sociaux – Insee ; MDG : enquête Modes de garde et d'accueil des jeunes enfants – Drees.

(2) \mathcal{H} = ensemble des options d'heures de travail hebdomadaire.

(3) EpS : élasticité de la participation au salaire ; EhS : élasticité des heures travaillées au salaire ; EpR : élasticité de la participation au revenu non professionnel ; EhR : élasticité des heures travaillées au revenu non professionnel.

Élasticités calculées pour des variations de 10 %, ici approximées en les divisant par 10.

* Élasticités de la participation publiées en points de pourcentage, ici converties en taux de variation du taux d'emploi. Par exemple, si le taux d'emploi renseigné dans l'étude est de 60 %, une élasticité de 0,5 point signifie que le taux d'emploi passe à 60,5 % suite à une augmentation de salaire de 1 %, soit une augmentation de 0,83 %.

§ Approximations à partir de la répartition des femmes par durée de travail figurant en annexe de l'article (table 21).

ns : non significatif.

4. Conclusion

Alors qu'en France, l'offre de travail des femmes fait l'objet d'une abondante littérature empirique, les études menées pour calculer son élasticité aux revenus sont peu nombreuses. En outre, celles réalisées au cours des vingt dernières années portent sur une période restreinte, antérieure à la crise de 2008. La plupart de ces études repose sur des modèles à choix discret d'heures. Si la flexibilité de ces modèles leur confère un avantage sur les modèles continus pour décrire le système socio-fiscal et les décisions intrafamiliales, l'absence de données suffisamment détaillées sur ces deux dimensions est une des limites auxquelles se heurte leur mise en œuvre. En particulier, les hypothèses retenues pour imputer des données manquantes et la restriction du système socio-fiscal aux seuls transferts dont les montants sont connus ou peuvent être approximés fragilisent notablement les résultats. Une démarche pragmatique consisterait à réaliser des tests de sensibilité et à confronter les résultats issus de différentes approches. Néanmoins,

lorsque des variantes de spécification sont réalisées (par exemple, Laroque et Salanié, 2003 ; Kabátek *et al.*, 2014), les intervalles de confiance sont parfois trop importants pour être conclusifs. Quant à la comparaison des résultats obtenus sur des sous-populations ou pour des dispositifs spécifiques avec ceux issus d'évaluations de programme, elle ne peut être systématisée. Toutefois, l'articulation d'approches structurelles et non structurelles au cœur même des stratégies d'estimation est une voie prometteuse. Alors qu'elle se développe essentiellement dans le cadre de l'analyse du système socio-fiscal, son application à l'analyse spécifique de l'emploi mériterait d'être spécifiquement investiguée.

Malgré leur nombre limité, les études qui explicitent des élasticités de l'offre de travail des femmes en France témoignent d'un cadre d'analyse peu unifié. Ainsi, la dispersion des valeurs mesurées résulte des différentes dates considérées, qui reflètent des contextes socio-fiscaux différents, mais vraisemblablement des différences de choix méthodologiques. Les résultats convergent sur le fait que l'offre de travail des femmes est plus élastique à leur salaire que celle des hommes, et qu'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. En revanche, les résultats divergent 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. Mais si cet effet s'annule en présence de jeunes enfants, ce serait en raison de forces opposées que cette présence exerce sur l'offre de travail des parents, positive sur celle des pères, négative sur celle des mères, et non parce que l'offre de travail des mères s'ajuste aux variations de celle de leur conjoint. La confirmation de ces résultats pourrait remettre en cause l'hypothèse implicite de travailleur supplémentaire souvent retenue dans la modélisation de l'offre de travail des femmes. Cette hypothèse sous tendue par la rigidité de l'offre de travail des hommes mériterait toutefois d'être réexaminée eu égard à la tendance à la baisse du taux d'emploi des hommes sur les décennies récentes et à l'augmentation modérée mais continue de la part des hommes travaillant à temps partiel¹⁸.

18. Selon l'enquête Emploi, respectivement -3 points et +2 points depuis 1995 pour les 25-49 ans.

Références

- Aaberge R., Dagsvik J. K. et Strøm S., 1995, « Labor supply responses and welfare effects of tax reforms », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 97, n° 4, pp. 635-659.
- Aaberge R. et Colombino U., 2018, « Structural labour supply models and microsimulation », *IZA Discussion Papers*, n° 11562.
- 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.
- Allègre G., 2011, « Le RSA : redistribution vers les travailleurs pauvres et offre de travail », *Revue de l'OFCE*, n° 118, pp. 33-61.
- Allègre G., Périvier H. et Pucci M., 2019, « Imposition des couples en France et statut marital. Simulation de trois réformes du quotient conjugal », OFCE, *Document de travail*, n° 2019-13.
- Angeloff T., 2009, « Genre, organisation du travail et temps partiel », Anact, *Genre et conditions de travail. Mixité, organisation du travail, santé et gestion des âges*, pp. 65-84.
- Atallah G., 1998, « Les impôts sur le revenu et l'offre de travail des femmes mariées : une revue de la littérature », *L'actualité économique*, 74(1), pp. 95-128.
- Angrist J. D. et Pischke J.-S., 2010, « The credibility revolution in empirical economics: how better research design is taking the con out of Econometrics », *The Journal of Economic Perspectives*, vol. 24, n° 2, pp. 3-30.
- Bargain O., 2004, « Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple », *Revue de l'OFCE*, n° 88.
- Bargain O. et Doorley K., 2017, « Putting structure on the RD design: Social transfers and youth inactivity in France », *Journal of Human Resources*, vol. 52, n° 4, pp. 1032-1059.
- Bargain O. et Orsini K., 2006, « In-work policies in Europe: Killing two birds with one stone? », *Labour Economics*, vol. 13, n° 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, vol. 49, n° 3, pp. 723-838.
- Bargain O. et Terraz I., 2003, « Évaluation et mise en perspective des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'emploi », *Économie et prévision*, n° 160-161, pp. 121-147.
- 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*, n° 25, pp. 393-438.
- Bloemen H., 2000, « A model of labor supply with job offer restrictions », *Labor Economics*, n° 7, pp. 297-312.
- Bloemen H. et Stancanelli E., 2014, « Market hours, household work, child care, and wage rates of partners: an empirical analysis », *Review of the Economics of the Household*, vol. 2, n° 1, pp. 51-81.
- Blundell R., 1993, « Offre de travail et fiscalité : une revue de la littérature », *Économie et prévision*, n° 108, pp. 1-18.
- Blundell R., Bozio A. et Laroque G., 2011, « Extensive and intensive margins of labour supply: working hours in the US, UK and France », Institute for Fiscal Study, *Working paper*, n° 01/11.
- Blundell R. et Costa Dias M., 2009, « Alternative approaches to evaluation in empirical Microeconomics », *Journal of Human Resources*, vol. 44, n° 3, pp. 565-640.
- Blundell R., Ham J. et Meghir C., 1987, « Unemployment and female labour supply », *Economic Journal*, n° 97, pp. 44-64.
- Boer (de) H.-W. et Jongen E., 2020, « Analysing tax-benefit reforms in the Netherlands: Using structural models and natural experiments », *IZA Discussion Paper*, n° 12892.
- Bourguignon Fr. et Magnac Th., 1990, « Labour supply and taxation in France », *Journal of Human Resources*, vol. 25, n° 3, pp. 358-389.
- Briard K., 2017a, « Continuer, réduire ou interrompre son activité professionnelle : le dilemme des mères de jeunes enfants », *Revue française des affaires sociales*, Dossier « Les modes d'accueil des jeunes enfants : des politiques publiques à l'arrangement quotidien des familles », n° 2, pp. 149-168.
- Briard K., 2017b, « L'essor du temps partiel au fil des générations : quelle incidence sur le début de carrière des femmes et des hommes ? », *Dares analyses*, n° 033, mai.
- Briard K., 2021, « Temps partiel et ségrégation professionnelle femmes-hommes : une affaire individuelle ou de contexte professionnel ? », *Travail et emploi*, 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.
- Callan T., van Soest A. et Walsh J., 2009, « Tax structure and female labour supply: Evidence from Ireland », *Labour*, vol. 23, n° 1, pp. 1-35.

- Carbonnier C., 2014, « The Influence of taxes on the employment of married women: Evidence from the French joint income tax system », *LIEPP working paper*, n° 23.
- Chabé-Ferret S., Dupont-Courtade L. et Treich N., 2017, « Évaluation des politiques publiques : expérimentation randomisée et méthodes quasi-expérimentales », *Économie et prévision*, n° 211-212, pp. 1-34.
- Champagne C., Pailhé A. et Solaz A., 2015, « 25 ans de participation des hommes et des femmes au travail domestique : quels facteurs d'évolutions ? », *Économie et statistique*, n° 478-479-480, pp. 209-242.
- Charlot O. et Decreuse B., 2010, « La couverture du risque chômage au regard de la situation familiale », *Revue d'économie politique*, vol. 120, n° 6, pp. 895-928.
- Chetty R., 2009, « Sufficient statistics for welfare analysis: a bridge between structural and reduced-form methods », *Annual Review of Economics*, vol. 1, n° 1, pp. 451-487.
- Chiappori P.-A. et Donni O., 2006, « Les modèles non unitaires de comportement du ménage : un survol de la littérature », *L'actualité économique*, vol. 82, n° 1, pp. 9-52.
- Choné Ph., 2002, « Une analyse de la participation des couples à la force de travail », *Revue économique*, vol. 53, n° 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.
- Cogan J. F., 1981, « Fixed costs and labor supply », *Econometrica*, 49(4), pp. 945-963.
- Coupré 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.
- Cullen J. B. et Gruber J., 2000, « Does unemployment insurance crowd out spousal labor supply? », *Journal of Labor Economics*, vol. 18, n° 3, pp. 546-572.
- Curraize Y. (de) et Périer H., 2010, « L'allocation de parent isolé a-t-elle favorisé l'inactivité des femmes ? », *Économie et statistique*, n° 429-430, pp. 159-176.
- 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.
- 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*, vol. 42, n° 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*, vol. 5, n° 2, pp. 159-179.
- Échevin D., 2003, « L'individualisation de l'impôt sur le revenu : équitable ou pas ? », *Économie et prévision*, n° 160-161, pp. 149-165.
- 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*, n° 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*, vol. 156, n° 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.
- Faugère J.-P., 1980, « L'allocation du temps entre travail domestique et travail marchand : discussion autour d'un modèle », *Revue économique*, vol. 31, n° 2, pp. 313-346.
- Fortin B. et Lacroix G., 1997, « A test of the neo-classical and collective models of household labor Supply », *Economic Journal*, n° 107, pp. 933-955.
- Fougère D., 2010, « Les méthodes économétriques d'évaluation », *Revue française des affaires sociales*, n° 1-2, pp. 105-128.
- Fougère D. et Jacquemet N., 2019, « Causal inference and impact evaluation », *Économie et Statistique / Economics and Statistics*, n° 510-511-512, pp. 181-200.
- 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 child-care 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*, vol. 17, n° 6, pp. 951-962.
- 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.
- Hausman J. A., 1985, « The Econometrics of Nonlinear Budget Sets », *Econometrica*, n° 53, pp. 1255-1282.

- Haut conseil de la famille, de l'enfance et de l'âge (HCFEA), 2019, *Voies de réformes des congés parentaux dans une stratégie globale d'accueil de la petite enfance*.
http://www.hcfea.fr/IMG/pdf/2019_HCFEA_Rapport_Conges_Pre-ParE_VF.pdf
- 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*, vol. 5, n° 4, pp. 475-492.
- Heckman J., 1993, « What has been learned about labor supply in the past twenty years? », *The American Economic Review*, vol. 83, n° 2, pp. 116-121.
- Heckman J., 2010, « Building bridges between structural and program evaluation approaches to evaluating policy », *Journal of Economic Literature*, vol. 48, n° 2, pp. 356-398.
- 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.
- Jourdain de Muizon M., 2018, « Why do married women work less in the UK than in France? », *Labour Economics*, n° 51, pp. 86-96.
- Jourdain de Muizon M., 2020, « Subsidies for parental leave and formal childcare: be careful what you wish for », *Review of Economics of the Household*, n° 8, pp. 735-772.
- Juster F. Th. et Stafford F. P., 1991, « The allocation of time: empirical findings, behavioural models and problems of measurement », *Journal of Economic Literature*, n° 29, pp. 471-522.
- Kabátek J., van Soest A. et Stancanelli E., 2014, « Income taxation, labour supply and housework: A discrete choice model for French couples », *Labour Economics*, n° 27, pp. 30-43.
- Keane M., 2011, « Labor supply and taxes: A survey », *Journal of Economic Literature*, vol. 49, n° 4, pp. 961-1075.
- Killingsworth M. et Heckman J., 1986, « Female labor supply: A survey », Chapter 02, *Handbook of Labor Economics*, n° 1, pp. 103-204.
- Kleven H. J., 2016, « Bunching », *Annual Review of Economics*, vol. 8, n° 1, pp. 435-464.
- Kleven H. J., 2020, « Sufficient statistics revisited », NBER Working Paper n° 27242 [à paraître dans *Annual Review of Economics*, vol. 13, 2021]
- Laroque G. et Salanié B., 2003, « Simulations de politique économique : l'offre de travail », *Institutions et emploi : les femmes et le marché du travail en France*, chapitre 10, Economica.
- Lehmann E., Marical F. et Rioux L., 2013, « Labor income responds differently to income tax and pay-roll tax reforms », *Journal of Public Economics*, n° 99, pp. 66-84.

- L'Horty Y. et Petit P., 2011, « Évaluation aléatoire et expérimentations sociales », *Revue française d'économie*, vol. XXVI, n° 1, pp. 13-48.
- Lundberg J. et Norell J., 2018, « Taxes, benefits and labour force participation: A survey of the quasi-experimental literature », *Ratio Working Paper*, n° 313 [révisé en février 2020].
- 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*, vol. 70, n° 2, pp. 224-235.
- Lundberg S. et Pollak R., 1996, « Bargaining and distribution in marriage », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 10, n° 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*, vol. 32, n° 3, pp. 463-480.
- MaCurdy T., Green P. et Paarsch H., 1990, « Assessing Empirical Approaches for Analyzing Taxes and Labor Supply », *Journal of Human Resources*, n° 25, pp. 415-490.
- 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.
- Maruani M., 2017, « Travail à temps partiel et sous-emploi », in M. Maruani (éd.), *Travail et emploi des femmes*, La Découverte, pp. 75-102.
- 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.
- Maurin E. et Roy D., 2008, « L'effet de l'obtention d'une place en crèche sur le retour à l'emploi des mères et leur perception du développement de leurs enfants », Cepremap, *Document de travail*, n° 0807.
- Minni C. et Moschion J., 2010, « Activité féminine et composition familiale depuis 1975 », *Dares analyses*, n° 27, mai.
- Moffitt R., 1982, « The Tobit model, hours of work and institutional constraints », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 64, n° 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.
- Morin Th., 2014, « Écarts de revenus au sein des couples : trois femmes sur quatre gagnent moins que leur conjoint », *Insee première*, n° 1492.
- Moschion J., 2012, « Concilier vie familiale et vie professionnelle : l'effet de la préscolarisation », *Revue économique*, vol. 63, n° 2, pp. 187-214.
- 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*, vol. 24, n° 2, pp. 211-236.
- Papuchon A., 2017, « Rôles sociaux des femmes et des hommes - L'idée persistante d'une vocation maternelle des femmes malgré le déclin de l'adhésion aux stéréotypes de genre », *Femmes et hommes, l'égalité en question ; Insee Références - Édition 2017*, pp. 81-96.
- Périver H., 2003, « Les mesures fiscales d'incitation au travail des personnes non qualifiées », *Revue de l'OFCE*, n° 87.
- 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.
- Phipps S. A. et Burton P., 1998, « What's mine is yours? The influence of male and female incomes on patterns of household expenditure », *Economica*, New Series, vol. 65, n° 260, pp. 599-613.
- Ponthieux S., 2015, « Partage des revenus et du pouvoir de décision dans les couples : un panorama européen », *Insee références*, pp. 87-103.
- Pora P., 2020, « Keep Working and Spend Less? Collective Childcare and Parental Earnings in France », Insee, *Document de travail*, G2020/05.
- 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-Éditions, pp. 129-146.
- 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*, n° 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*, vol. 30, n° 1, pp. 13-65.
- Roy D., 2006, « L'argent du 'ménage', qui paie quoi ? » *Travail, genre et sociétés*, vol. 15, n° 1, pp. 101-119.
- Roy D., 2011, « La contribution du travail domestique non marchand au bien-être matériel des ménages : une quantification à partir de l'enquête Emploi du Temps », Insee, *Document de travail*, n° F1104.
- Saez E., Matsaganis M. et Tsakoglou P., 2012, « Earnings determination and taxes: Evidence from a cohort-based payroll tax reform in Greece », *The Quarterly Journal of Economics*, n° 127, pp. 493-533.
- Sicsic M., 2020, « Does labor income react more to income tax or means-tested benefit reforms? », *TEPP working paper*, n° 2020-03.

- 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*, vol. 4, n° 3, pp. 387-413.
- Stancanelli E., 2008, « Evaluating the impact of the French Tax Credit on the employment rate of women », *Journal of Public Economics*, vol. 92, n° 10-11, pp. 2036-2047.
- Sterdyniak H., 2000, « Économétrie de la misère, misère de l'économétrie », *Revue de l'OFCE*, n° 75, pp. 299-314.
- Ulrich V. et Zilberman S., 2007, « De plus en plus d'emplois à temps partiel au cours des vingt-cinq dernières années », *Dares, Premières Synthèses*, n° 39.3.
- Van Soest A., 1995, « Structural models of family labor supply: A discrete choice approach », *The Journal of Human Resources*, vol. 30, n° 1, pp. 63-88.
- Van Soest A., Woittiez I. et Kapteyn A., 1990, « Labor supply, income taxes, and hours restrictions in the Netherlands », *Journal of Human Resources*, vol. 25, n° 3, pp. 517-558.
- Winship Ch. et Mare R., 1992, « Models for sample selection bias », *Annual Review of Sociology*, n° 18, pp. 327-350.
- 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*, vol. 11, n° 2, pp. 387-416.