

L'ÉLASTICITÉ DE L'OFFRE DE TRAVAIL ET DES REVENUS DANS LA LITTÉRATURE

UNE ANALYSE COMPARATIVE DES MÉTHODES ET DES RÉSULTATS SUR DONNÉES MICROÉCONOMIQUES

Michaël Sicsic

CREDES (TEPP), Université Panthéon-Assas Paris 2

L'élasticité de l'offre de travail est un paramètre clé pour l'évaluation des politiques publiques ou pour calibrer les modèles macroéconomiques. Cet article propose une revue de littérature internationale des élasticités de l'offre de travail et des revenus par rapport à la fiscalité. Les différentes méthodes d'estimation sont présentées (structurelles et en forme réduite), avec un approfondissement particulier pour la méthode ETI (*Elasticity of taxable income*) qui a fait l'objet d'un développement fulgurant ces dix dernières années. Je propose une classification des sources d'hétérogénéité (selon la marge étudiée, le type de population, le type de réforme, le pays ou encore l'horizon temporel) et présente les résultats obtenus en France et à l'international à l'aune de cette classification. Des explications des faibles élasticités estimées sur données microéconomiques, notamment par rapport aux élasticités utilisées dans les modèles macroéconomiques, sont fournies ainsi que des applications de l'utilisation des élasticités pour des analyses normatives et de politiques économiques.

Mots clés : élasticité de l'offre de travail, réponses comportementales, taux marginal d'imposition, variable instrumentale.

L' élasticité de l'offre de travail désigne la sensibilité des comportements d'activité aux incitations financières. C'est un paramètre clé en économie, tant dans le domaine de l'évaluation des politiques publiques pour estimer l'effet de réformes socio-fiscales, de l'économie normative, qu'en macroéconomie pour calibrer les modèles d'équilibre général de type DSGE¹. Les réformes socio-fiscales modifient en effet

souvent les incitations à travailler des individus, et ces derniers peuvent en retour modifier les comportements des agents sur le marché du travail (ajustement des heures travaillées, de l'effort, pouvoir de négociation sur les salaires, sortie du marché du travail...). Il est nécessaire de connaître ces réactions comportementales à la suite des réformes comme celle de la prime d'activité, des minima ou de l'impôt sur le revenu afin de prévoir le coût de ces réformes pour les finances publiques (Landais et Bourguignon, 2022). Cette élasticité, quand elle est estimée en termes de revenu, fournit aussi une statistique suffisante pour calibrer les modèles de fiscalité optimale (Saez, 2001 ; Chetty, 2009b) et donner des préconisations de politique publique sur la fiscalité pour qu'elle combine efficacité et équité. Des élasticités des revenus du travail faibles conduiront à un taux marginal de taxation optimal élevé par exemple. Dans les modèles macroéconomiques, l'élasticité de l'offre de travail est en général un paramètre important pour déterminer l'équilibre sur le marché du travail à la suite d'un choc d'une variable exogène affectant le revenu des ménages, et *in fine* la croissance.

L'estimation de l'élasticité de l'offre de travail fait l'objet d'une littérature très importante. Deux principales méthodes permettent d'estimer les élasticités d'offre de travail : les méthodes structurelles d'une part qui spécifient un modèle complet avec des liens causaux et exhibent les primitives de ce modèle, et les approches non structurelles, ou « athéorique » (Roux, 2015) qui utilisent des expériences quasi-naturelles afin de déterminer une élasticité. Les résultats sont très variables selon la méthode utilisée, la variable d'intérêt, la réforme étudiée, le type d'individu, le pays, la période, ou l'horizon temporel, et il est difficile de s'y retrouver.

Nous proposons ici une revue de littérature des principales méthodes permettant de calculer ces élasticités ainsi qu'une classification permettant de mettre en évidence les sources d'hétérogénéité dans les résultats. Nous nous attardons en particulier sur la méthode dite ETI (pour « Elasticity of Taxable Income ») qui permet d'estimer l'élasticité au revenu imposable (ERI en français par la suite) ou total par rapport au taux de rétention marginal (complémentaire à 1 du taux

1. *Dynamic Stochastic General Equilibrium*. L'élasticité de l'offre de travail est un paramètre important des modèles macroéconomiques dynamiques pour analyser les effets de différentes politiques économiques sur l'emploi et la production. Elle est liée dans ces modèles aux fluctuations des heures de travail agrégées sur la marge intensive et extensive (cf. *infra*).

marginal d'imposition), du fait de la multiplication des études se basant dessus au cours de la dernière décennie. Nous montrons que les élasticités ne sont pas un paramètre seul et unique et leur valeur dépend de la méthode adoptée, la variable à expliquer, la population d'intérêt, l'horizon temporel, ainsi que du type de réforme.

Avant de rentrer dans le vif du sujet, il est nécessaire de s'accorder sur ce que l'on mesure et donner quelques précisions sur l'objet que nous allons étudier : l'élasticité de l'offre de travail. Elle mesure la variation du niveau d'activité professionnelle résultant d'une variation d'une unité de revenu, qui peut être du salaire, une prestation ou un prélèvement. En pratique, elle peut être estimée grâce à des différences d'imposition entre individus ou de revenu en fonction de la localisation, ou du temps. Dans le cas de la fiscalité, l'élasticité est ainsi souvent calculée en considérant une variation d'un paramètre du système socio-fiscal : le taux marginal associé à un dispositif fiscal, ou son taux moyen de prélèvement. Dans le premier cas, les études mesurent une élasticité sur la marge *intensive*, pour laquelle la variable d'offre de travail qu'on veut expliquer est le nombre d'heures travaillées (ou le revenu du travail). Dans le second cas, les études mesurent une élasticité sur la marge *extensive*, pour laquelle on explique le passage du non-emploi à l'emploi, ou inversement, voire du passage à la retraite (dans ce cas la littérature est plus spécifique : nous ne l'étudierons pas ici). Dans notre étude, nous étudierons principalement les élasticités sur la marge intensive, mais nous donnerons également des résultats sur la marge extensive (principalement avec l'approche structurelle). Au-delà de la distinction marge intensive/extensive, plusieurs types d'élasticités de l'offre de travail sont estimées dans la littérature notamment suivant la méthode utilisée : l'élasticité « hicksienne » compensée, par rapport aux taux marginaux d'imposition² qui donne l'effet de substitution, l'élasticité « marshallienne » qui agrège les effets de substitution³ et de revenu⁴, ou encore l'élasticité « de Frisch »⁵. Le consensus de la littérature est que les effets revenus sont très faibles,

2. Elle est appelée compensée car elle suppose que l'individu reste sur la même courbe d'indifférence (utilité constante). Cet effet de substitution est de signe négatif par rapport au taux marginal. L'élasticité est souvent calculée par rapport au taux de rétention marginal (complémentaire à 1 par rapport au taux marginal) et donc de signe positif. Elle correspond au pourcentage de hausse de l'offre de travail (ou du revenu imposable ou du travail) à la suite d'une hausse de 1 % du taux de rétention marginal (et donc une baisse de 1 % du taux marginal d'imposition).

3. Seuls les modèles structurels et la méthode ETI font la différence entre élasticité hicksienne et marshallienne.

4. L'élasticité par rapport au taux moyen d'imposition donne un effet revenu.

voir nuls et que les élasticités hicksienne et marshallienne sont donc proches. Dans la suite de cette revue, le terme élasticité concernera l'une ou l'autre (les élasticités « de Frisch » étant plus rarement estimées dans les études microéconomiques, nous ne les étudierons pas dans cet article⁶).

Notre revue s'appuie directement sur cette vaste littérature consacrée à l'élasticité de l'offre de travail mais également sur des revues de littérature. Cependant, en général ces revues ne présentent qu'une certaine méthode. C'est notamment le cas de : Blundell et MaCurdy (1999) et Keane (2011) pour des revues de littérature pour la méthode structurelle classique (choix continu), Bargain et Peichl (2013) pour la méthode de choix discret, ou encore Saez *et al.* (2012) et Neisser (2021) pour la méthode ETI, et Lundberg et Norell (2020) pour les expériences quasi-naturelles (mais seulement centrées sur la marge extensive). Peu d'articles font le pont entre les différentes méthodes, contrairement par exemple à la littérature sur l'élasticité de la demande de travail où plusieurs articles présentent les différentes méthodes permettant d'estimer ces élasticités (Zuñiga-Vicente *et al.*, 2014 ; Castellacci et Lie, 2015 ; Bunel et Sicsic, 2021 entre autres). Notre article se rapproche des revues un peu plus généralistes de Evers *et al.* (2008) et Keane et Rogerson (2012). Elle est complémentaire de celle de Briard (2020) sur l'élasticité de l'offre de travail des femmes qui présentait les méthodes en forme réduite, détaillait la méthode structurelle et donnait principalement des résultats sur données françaises.

La suite de l'article se décompose de la façon suivante. La première partie présente les différentes méthodes utilisées pour mesurer les élasticités, avec dans chaque section, une présentation du modèle puis des principaux résultats. La seconde partie tente d'expliquer l'hétérogénéité des résultats en proposant une classification des sources de

5. L'élasticité de Frisch mesure l'impact d'une variation du revenu au cours d'une période t sur l'offre de travail à la même date, en supposant une utilité marginale de la richesse constante. Cette élasticité permet d'évaluer l'impact d'une modification transitoire des incitations, qui a un impact négligeable sur la richesse ; elle mesure l'effet de substitution intertemporelle entre la consommation et l'offre de travail.

6. Le lecteur intéressé peut se reporter à la revue de Whalen et Reichling (2017) qui trouvent que l'estimation centrale dans la littérature de l'élasticité de Frisch est de 0,4, ou encore aux articles de Gottlieb *et al.* (2021) et Rogerson et Wallenius (2009). L'élasticité de Frisch est mécaniquement supérieure aux autres élasticités, et très proche lorsque les effets revenus sont négligeables. À noter qu'il existe également une littérature spécifique au choix de départ à la retraite que nous ne traiterons pas dans cet article.

divergences et en présentant les résultats à l'aune de cette grille d'analyse. Dans cette partie, nous essayons de concilier estimations micro et macroéconomiques. Enfin, en guise de conclusion, nous donnons des applications de l'utilisation des estimations d'élasticités dans le cadre d'évaluation de politiques publiques.

1. Méthodes et principaux résultats

Cette partie passe en revue les principales méthodes d'estimation des réponses comportementales sur l'offre de travail à la fiscalité. Est synthétisée dans un premier temps la littérature utilisant des modèles structurels d'offre de travail, puis la littérature ETI, et enfin plus succinctement d'autres méthodes.

1.1. Modèles structurels d'offre de travail

La littérature la plus ancienne estimant les réponses à la taxation repose sur le modèle standard d'offre de travail. Dans ce modèle, les individus valorisent les loisirs et la consommation, et le salaire réel est le seul prix relatif (*i.e.*, la quantité de bien qui peut être consommée par heure de loisirs). L'individu maximise une fonction d'utilité en fonction du revenu disponible et des loisirs pour choisir son offre de travail. À la marge, les effets de substitution sont capturés par l'élasticité compensée de l'offre de travail. Les modèles structurels de l'offre de travail peuvent être séparés en deux grandes catégories : les modèles continus et les modèles de choix discrets. Cette partie résume à grands traits ces deux catégories de modèle. Le lecteur pourra se reporter à Briard (2020) pour une revue plus approfondie des estimations d'élasticités d'offre de travail par les modèles structurels (et notamment pour la formalisation mathématique).

Le modèle continu d'offre de travail est basé sur le cadre standard de l'offre de travail où les revenus après impôts dépendent du choix de l'offre de travail (Hausman, 1981). L'estimation se fait par linéarisation locale de la contrainte budgétaire. Le principal problème d'identification est l'endogénéité des salaires et des revenus non gagnés (en raison de l'inobservabilité des préférences pour le travail), de sorte que les méthodes des variables instrumentales ont été couramment utilisées en utilisant la fiscalité notamment. Mais certaines difficultés pratiques limitent l'application de la méthode. Premièrement, le modèle d'Hausman se limite principalement au cas d'une contrainte budgétaire

linéaire et convexe par morceaux, et la quasi concavité de la fonction d'utilité est implicitement imposée. De plus, il est difficile de gérer dans ce modèle les décisions d'offre jointe de travail au sein d'un couple ou les décisions de participation (Bourguignon et Magnac, 1990). Plusieurs enrichissements ont donc été ajoutés pour le rendre plus réaliste en tenant compte du coût fixe du travail selon la procédure en deux étapes de Heckman, des non-concavités, de l'imperfection du marché du travail (et de l'existence du salaire minimum), des décisions intra familiales... Cependant, le modèle structurel d'offre continue devient très compliqué lorsque des spécifications de modèle plus générales et plus flexibles sont utilisées. Le lecteur peut se reporter à Blundell et MaCurdy (1999), Keane (2011) et Evers *et al.* (2008) pour des revues approfondies.

Les modèles de choix discrets d'offre de travail ont gagné en popularité depuis les travaux fondateurs de Van Soest (1995), principalement parce qu'ils sont beaucoup plus pratiques que l'approche continue classique basée sur du calcul marginal. Les décisions relatives à l'offre de main-d'œuvre se réduisent à un choix parmi un ensemble discret de possibilités : inactivité, temps partiel (plusieurs types de temps partiel) et temps plein. Il permet ainsi de faire face plus facilement aux contraintes budgétaires non linéaires et non convexes, et d'appliquer les formes fonctionnelles générales de l'utilité. De plus, ces modèles de choix discrets incluent la non-participation comme l'une des options, de sorte que les marges extensives et intensives sont directement estimées.

Dans cette méthode, l'identification est principalement assurée par les non-linéarités, les non convexités et les discontinuités dans la contrainte budgétaire dues aux différences d'imposition pour des personnes ayant le même salaire et à la variation du revenu en fonction de la localisation⁷, ou du temps (Bargain *et al.*, 2013). Mais, comme l'indique Briard (2020) « *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* » (voir par exemple, Bargain *et al.*, 2014). Ce calcul des élasticités peut rendre la comparaison difficile selon la méthode utilisée. De plus, la non-linéarité des modèles de choix

7. Par exemple, Hoynes (1997) utilise des règles fiscales différentes selon les États pour l'EITC aux États-Unis.

discrets ajoute à la difficulté de les comparer : en fonction de la variation des incitations au travail prises en compte (pour simuler l'effet *ex-ante* d'une réforme du bien-être social par exemple), les résultats peuvent être différents (voir notamment Bargain et Peichl (2013) pour une revue de littérature sur les modèles de choix discrets).

Résultats. Les revues de littérature (Blundell et MaCurdy, 1999 par exemple, et Briard 2020 sur la France) font en général état d'une élasticité des heures travaillées plus élevée pour les femmes par rapport aux hommes. L'étude d'Evers *et al.* (2008) montre une élasticité médiane de 0,27, 0,1 pour les hommes et 0,5 pour les femmes. Bargain et Peichl (2013) montrent que l'élasticité moyenne des heures totales de travail (dans les pays européens et aux États-Unis⁸) est de 0,27 pour les femmes mariées et 0,1 pour les hommes mariés. Ils rapportent que l'élasticité des femmes mariées est plus élevée dans les pays où le taux de participation est faible (Irlande et Italie, par opposition aux pays nordiques). Ils montrent également que les réponses sont généralement plus importantes pour les travailleurs aux revenus les plus faibles sur la marge extensive, et que ces réponses sont particulièrement importantes en Europe du Sud, en Irlande et en Belgique (et faibles en France, Europe orientale et dans les pays nordiques).

Dans sa revue de littérature des études sur données françaises, Briard (2020) souligne que les estimations montrent généralement que l'élasticité est plus élevée pour les femmes que pour les hommes, mais que les résultats diffèrent sur la sensibilité de l'offre de travail des femmes en couple à celle de leur conjoint. Les élasticités de l'offre de travail des femmes recensées varient de façon relativement importante : 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).

Les résultats sont variables selon les études du fait de la période prise en compte, de la variable d'intérêt, de différences méthodologiques (sélection des données et période, méthode d'estimation et spécification du modèle, etc.) ou encore de préférences de travail entre les pays comme nous le verrons dans la seconde partie.

8. Pour mesurer les différences d'élasticité à l'échelle internationale, il faut utiliser une approche uniforme pour de nombreux pays, ce qui a été fait par Bargain *et al.* (2013) pour l'UE et les États-Unis.

1.2. Littérature ETI

Cadre conceptuel général. L'approche adoptée dans la littérature ETI part d'un comportement sous-jacent de maximisation de l'utilité similaire à celui des modèles d'offre de travail standards (voir Saez, Slemrod et Giertz, 2012) mais avec deux différences principales : (1) les élasticités sont estimées en forme réduite par méthodes quasi-expérimentales et les primitives du modèle ne sont pas estimées, (2) les réactions sont estimées sur le revenu imposable et non le nombre d'heures travaillées. En effet, dans deux articles influents, Feldstein (1995 et 1999) a souligné que d'autres marges de réaction comportementale aux taux marginaux d'imposition que la durée du travail doivent être prises en compte pour mesurer le coût réel de l'efficacité de la fiscalité (comme l'effort, le salaire horaire, le changement d'emploi, l'évitement fiscal, l'évasion fiscale etc). Feldstein (1999) montre que l'élasticité du revenu imposable (ERI) par rapport au taux de rétention marginal (TRMa, complémentaire du taux marginal d'imposition) permet de calculer la perte sèche de taxation (*dead-weight loss of taxation*). Dans ce cadre, l'individu maximise une fonction d'utilité $U(c, z)$ en fonction positivement du revenu disponible (c) et négativement du revenu du travail z (total ou imposable). Dans ce modèle, z est déterminé par la maximisation de $U(c, z)$ sous la contrainte budgétaire $c = z(1 - \tau) + R$, où les paramètres qui comptent sont le TRMa, et le revenu virtuel.

Le revenu du travail est déterminé par la fonction comportementale marshallienne $z = Z(1 - \tau, R)$.

La différenciation de cette fonction conduit à

$$\frac{\Delta z}{z} = \frac{\Delta(1 - \tau)}{1 - \tau^j} \left(\frac{(1 - \tau)}{z} \frac{\partial Z}{\partial(1 - \tau)} \right) + \left(\frac{\Delta R}{z} \frac{\partial Z}{\partial R} \right) \quad (1)$$

avec $\left(\frac{(1 - \tau)}{z} \frac{\partial Z}{\partial(1 - \tau)} \right)$

l'élasticité non compensée par rapport au taux de rétention marginal $1 - \tau$.

La littérature ETI s'intéresse à l'élasticité compensée par rapport au TRMa qui est le paramètre pertinent pour les analyses de bien-être et de fiscalité optimale. En utilisant l'équation de Slutsky, on définit l'élasticité compensée par rapport au TRMa :

$$\beta_{\tau}^j = \frac{(1 - \tau)}{z} \left(\frac{\partial Z}{\partial(1 - \tau)} \right) - (1 - \tau) \frac{\partial Z}{\partial R} ;$$

ce qui conduit à réécrire l'équation (1), en définissant au préalable $z = \beta_\rho (1 - \rho) \partial Z / \partial R$ l'élasticité compensée par rapport au taux de rétention moyen (TRMo), et $\rho = 1 - y/z$ le TRMo :

$$\frac{\Delta z}{z} = \beta_\tau \frac{\Delta(1-\tau)}{1-\tau} + \beta_\rho \frac{\Delta(1-\rho)}{1-\rho} \quad (2)$$

En pratique, les effets revenus sont estimés très faibles dans la littérature et c'est juste l'élasticité par rapport au taux marginal β_τ qui est estimée et à laquelle nous nous intéresserons par la suite. La stratégie d'identification de l'équation 2 exploite le fait que les réformes fiscales peuvent être considérées comme des quasi-expériences et utilise donc les différences de traitement fiscal. L'élasticité est estimée au moyen d'équations en forme réduite en comparant les variations relatives du revenu imposable de différents groupes entre deux périodes aux variations relatives de leurs taux après impôts (voir encadré 1). Cette méthode utilise donc le cadre quasi expérimental, mais par rapport à de simples études de différence-de-différences, l'un des avantages de la méthode ETI est de pouvoir estimer une élasticité compensée et donc de donner des implications sur le bien-être en fournissant des statistiques suffisantes (Saez, 2001 ; Chetty, 2009b) sous certaines hypothèses (Saez *et al.*, 2012). Cette méthode permet ainsi de faire « un pont entre la méthode structurelle et la méthode de forme réduite » selon Chetty (2009a).

Estimation. Dans ce cadre commun, les élasticités ont été estimées selon différentes méthodes.

Analyse longitudinale avec données en coupe. Dans des premières publications, les comparaisons des parts de revenu fondées sur les groupes (test et de contrôle) ont été effectuées à l'aide de séries chronologiques longitudinales agrégées (Lindsey, 1987 ; Feenberg et Poterba, 1993 ; Slemrod, 1996 ; Piketty, 1999 ; Saez, 2004). Mais le risque est que la composition du groupe traité ne change avec le temps (l'arrivée de nouvelles personnes dans le groupe), ce qui peut biaiser l'estimation. Piketty (1999) a enrichi la stratégie en faisant des triples différences en comparant aussi selon le nombre d'enfants en France (du fait des réformes du quotient familial). Une récente étude de Mertens et Montiel-Olea (2017) utilisant des séries temporelles avec des spécifications plus robustes estime une élasticité plus élevée (1,2) que les études précédentes, et pas seulement significatives dans le haut de la distribution.

Données de panel. Du fait du problème lié aux effets de composition, les études ETI ont de plus en plus utilisé des données de panel permettant de suivre dans le temps les individus, depuis l'étude pionnière de Feldstein (1995). Dans cette étude, Feldstein compare l'évolution des revenus de groupes de contribuables en fonction de leurs niveaux antérieurs de revenu, et obtient que, pour ceux pour lesquels les taux marginaux ont le plus baissé à la suite de la réforme de 1986 (Tax Reform Act, TRA86), le revenu imposable a le plus augmenté. Il estime des ERI allant de 1 à 3, avec une estimation centrale de 2,14. Cependant plusieurs problèmes ont été soulevés par ces estimations. Premièrement, la méthode de Feldstein n'est cohérente que si les deux groupes (traité et témoin) ont des élasticités identiques, ce qui n'est pas le cas (Saez *et al.*, 2012, p.26). Pour traiter ce point, les études ultérieures par panel ont utilisé plutôt un traitement continu en exploitant les variations du taux de taxation sur l'ensemble de l'échelle des revenus plutôt que la comparaison de groupes prédéfinis. Ces études exploitent le fait que les réformes fiscales entraînent souvent des changements fiscaux substantiels pour certains contribuables, alors que d'autres sont plus ou moins affectés. Une deuxième préoccupation au sujet du travail de Feldstein est que la taille du groupe traité était très petite. Enfin et de façon plus générale dans la littérature ETI, des problèmes de retour vers la moyenne (classique dans les données de panel) et d'évolutions hétérogènes des revenus non liées à la taxation ont pu biaiser l'estimation (voir paragraphe suivant). Avec l'amélioration des méthodes d'estimation et des données plus riches, les études suivantes ont obtenu des élasticités beaucoup plus basses (*cf.* Saez *et al.*, 2012).

Estimation par variables instrumentales. Une importante question concernant l'estimation des élasticités est l'endogénéité du taux marginal d'imposition. En effet, le taux marginal de prélèvements (TMP) est corrélé positivement avec le niveau de revenu d'un contribuable lorsque le barème de l'impôt sur le revenu est progressif, ce qui crée une corrélation fallacieuse entre TMP et les variations du revenu. Par conséquent, il est nécessaire de trouver des instruments corrélés avec le TMP, mais non corrélés avec le revenu potentiel, pour identifier l'élasticité. L'instrument principalement utilisé depuis Auten et Carroll (1999) est la variation « mécanique » du taux de rétention marginal s'il n'y a pas eu de réaction comportementale, c'est-à-dire si le revenu est maintenu à l'année de référence (appelé revenu initial ou pré-réforme

par la suite). De nombreux développements de cette méthode ont vu le jour et sont détaillés dans l'encadré 1.

Encadré 1. Implémentation empirique de la méthode ETI

Formellement, l'équation empirique estimée est la contrepartie empirique de l'équation (2) (sans prendre en compte les effets revenus) pour une personne i en emploi dans la même entreprise aux dates $t-1$ et t :

$$\Delta \log z_{i,t} = \alpha + \beta_{\tau} \Delta \log(1 - \tau_{i,t}) + \gamma X_{i,t-1} + \delta I_t + \varphi \log z_{i,t-1} + \sum_{1}^{10} \vartheta \text{splines}(z_{i,t-1}) + \mu_{i,t}. \quad (3)$$

Avec :

z_{it} le revenu du travail de l'individu i à la période t ,

Δ la différence temporelle entre les dates t et $t-1$, ou t et $t-2$ ou $t-3$ ⁹

$X_{i,t-1}$ un vecteur de caractéristiques individuelles et de l'entreprise observées à la période de base (c'est-à-dire $t-1$),

I_t des indicatrices temporelles,

$\mu_{i,t}$ un terme d'erreur qui reflète une hétérogénéité non observée et variable dans le temps,

β_{τ} l'élasticité compensée par rapport au TRMa : elle est égale au pourcentage de variation du revenu du travail associé à une augmentation de 1 % du TRMa.

L'équation (3) est estimée par la méthode des doubles moindres carrés (2SLS), qui fournit des estimateurs locaux sur les traités (LATE : Local Average Treatment Effect) comme montré par Angrist, Imbens, et Rubin (1996). L'instrument de loin le plus utilisé (Auten et Carroll, 1999 ; Gruber et Saez, 2002...) est la valeur de $\tau_{i,t}$ si le revenu individuel était $\bar{z}_{i,t-1}$ (revenu de l'année $t-1$ corrigé de l'inflation entre $t-1$ et t) et si la législation fiscale était celle de l'année t . Cet instrument est donc exogène aux revenus après réforme. L'instrument utilisé est donc

$$\Delta \log \bar{\tau}_{i,t} = \log \bar{\tau}_{i,t} - \log \tau_{i,t-1} \quad \text{avec} \quad \bar{\tau}_{i,t} = 1 - \frac{\partial T_t(\bar{z}_{i,t-1})}{\partial \bar{z}_{i,t-1}}.$$

Cet instrument est parfois appelé taux mécanique, synthétique ou prévisionnel de rétention.

9. Certains articles ont utilisé une période de trois ans (Gruber et Saez 2002, Kleven et Schulz 2014) pour estimer les réponses à moyen terme, mais Weber (2014) montre que le résultat mélange une réponse de court, moyen et long terme, ce qui complique l'interprétation. De plus, les estimations ne sont pas affectées par ces choix de différence temporelle selon les estimations de Weber (2014).

Mais, même si les variations mécaniques utilisées comme instruments sont exogènes aux revenus post-réforme, elles dépendent des revenus pré-réforme. Ainsi, les instruments peuvent être corrélés avec le terme d'erreur si le niveau de revenu avant la réforme est corrélé avec le terme d'erreur. Cela peut arriver dans deux cas : (1) lorsqu'il y a des changements non fiscaux dans les revenus du travail qui peuvent affecter différemment des groupes ; (2) ou du fait d'un phénomène de retour vers la moyenne. Tout d'abord, différents groupes de personnes peuvent faire face à des tendances de revenus hétérogènes non liés à la fiscalité, en raison par exemple du progrès technique biaisé résultant de la mondialisation. Le risque est ainsi d'attribuer ces variations de revenu à la réforme, ce qui entraîne un biais dans l'estimation. C'est par exemple le cas, aux États-Unis, pour la réforme fiscale majeure de 1986 pendant la présidence Reagan (« 1986 Tax Reform Act » ou TRA86) qui a réduit les taux d'imposition marginaux pour les revenus les plus élevés et qui a été étudiée dans une grande partie de la littérature : la tendance à l'accroissement de l'inégalité des revenus aux États-Unis peut conduire à attribuer à la TRA86 le fait que le revenu a augmenté davantage dans le groupe test que dans le groupe témoin, surestimant ainsi l'effet de la réforme. Deuxièmement, du fait de chocs transitoires qui affectent le revenu avant réforme il y a souvent une corrélation négative entre le niveau de revenu et sa variation à la période suivante, ce qui crée un problème de retour vers la moyenne. Par exemple, une personne tombée au chômage à la période $t-1$ et ayant donc un revenu du travail anormalement bas est susceptible d'avoir un revenu supérieur en t si elle retrouve un emploi. Ces causes non fiscales peuvent être absorbées dans l'élasticité estimée si elles ne sont pas prises en compte.

Par conséquent, toutes les études qui utilisent cet instrument ont également inclus une fonction du revenu initial afin d'éviter ces deux sources d'endogénéité restante de l'instrument : Auten et Carroll (1999) ont seulement ajouté le niveau initial de revenu dans la régression, Gruber et Saez (2002) ont affiné le contrôle en ajoutant des splines (fonction linéaire par morceaux, 10 pour Gruber et Saez) du niveau initial de revenu (en t), et Kopczuk (2005) a pris en compte des splines de l'écart logarithmique entre le revenu initial et le revenu de l'année précédente (pour tenir compte du retour moyen et autres effets transitoires du revenu) et des splines du revenu du travail de l'année précédente (pour contrôler des changements hétérogènes dans la distribution du revenu. Kopczuk (2005) et Giertz (2008) ont montré que les estimations ne sont pas robustes à l'ajout de ces contrôles qui donnaient des élasticités allant de -1 à 1 selon les spécifications choisies. L'une des difficultés tient au fait que ces contrôles et les instruments dépendent de la même variable (le revenu de l'année de base), ce qui peut « détruire l'identification » (Gruber et Saez, 2002). Cela peut être atténué par l'inclusion : (1) de plusieurs années avec des variations différentes des TRMA (Goolsbee, 2000 ; Gruber et Saez, 2002), (2) de hausses et de baisses des TRMA et des variations des TRMA indépendantes des niveaux de revenu (Kleven et Schulz, 2014), (3) et/ou en utilisant des années avec et sans modifications fiscales (Thoresen et Vatto, 2015).

La question de la validité des instruments continue de faire l'objet de beaucoup d'attention dans la littérature (voir, par exemple, Carroll, 1998 ; Kopczuk, 2005 ; Blomquist et Selin, 2010 ; Lehmann *et al.*, 2013 ; Weber, 2014) et d'autres instruments ont été proposés pour être plus exogènes. Giertz (2008), Blomquist et Selin (2010) et Weber (2014) ont utilisé le même type d'instrument donnant une évolution « mécanique » du TRMA mais en remplaçant le revenu initial par, respectivement, une moyenne du revenu avant et après réforme fiscale, le revenu de l'année au milieu des première et deuxième périodes, ou des revenus retardés de l'année de référence. L'instrument dit de « type Weber » pour $\Delta \tau_{i,t}$ est ainsi :

$$\Delta \log \bar{\tau}_{i,t} = \log \bar{\tau}_{i,t} - \log \tau_{i,t-1} \quad \text{avec} \quad \bar{\tau}_{i,t} = 1 - \frac{\partial T_t(\bar{z}_{i,t-2})}{\partial \bar{z}_{i,t-2}}.$$

La méthode de Weber (2014), utilisée par de nombreuses études depuis (Doerrenberg *et al.*, 2014 ; Hermle et Peichl, 2018) conduit à des élasticités plus grandes que l'estimation de Gruber-Saez. Aronsson *et al.*, (2017) comparent les deux méthodes et montrent que l'approche Weber conduit à un biais moindre par rapport à l'estimateur de Gruber-Saez, mais à une forte baisse de précision. D'autres instruments suggérés dans la littérature utilisent les variations fiscales locales (Matikka, 2015), l'inférence indirecte (Aronsson, Jenderny et Lanot, 2017) ou des pondérations par des densités de probabilité observées par niveau de revenu pour mieux prendre en compte l'hétérogénéité des élasticités (Kumar et Liang, 2020). Ces derniers auteurs soulignent que les instruments de Weber et Blomquist et Selin sont aussi endogènes à l'hétérogénéité de l'élasticité, et proposent ce dernier instrument pour permettre de prendre en compte cette hétérogénéité de l'élasticité. Enfin, Jakobsen et Sogaard (2022) revisitent la méthode ETI en montrant théoriquement que cette méthode est basée sur une hypothèse de tendance différentielle constante (plus stricte que l'hypothèse usuelle de tendance commune) et propose des méthodes graphiques pour tester ces hypothèses, et appliquent cette méthode sur des réformes au Danemark.

Résultats. Selon la revue de littérature de Saez *et al.* (2012), les meilleures estimations (de l'époque) de l'ERI vont de 0,12 à 0,40, avec un point médian de 0,25. Neisser (2021) a effectué une méta-analyse récente et a constaté que la distribution de l'estimation a un pic autour de 0,3 et une masse excédentaire entre 0,7 et 1, avec une estimation moyenne de 0,33 pour le revenu avant déduction et 0,40 après déduction. Elle trouve également des élasticités plus importantes avant déduction pour les revenus élevés, les salariés (par opposition aux indépendants) et les études centrées sur les États-Unis (vs « Scandinavie » et « autres pays »). L'estimation moyenne correspondant aux pays euro-

péens, sur un concept de revenu du travail est de 0,252, proche de l'estimation récente de Sicsic (2022) obtenue sur la France sur le revenu du travail. En France, trois autres articles estiment des élasticités par la méthode ETI. Piketty (1999) estime l'ERI des contribuables à revenu élevé à l'aide de réformes axées sur les taux marginaux supérieurs d'imposition du revenu entre 1970 et 1996 (principalement l'augmentation de 1981 et la diminution de 1986) et constate une élasticité autour de 0,1-0,2. Lehmann *et al.* (2013) estiment l'élasticité à l'aide de la réforme de la prime pour l'emploi (donc sur les travailleurs modestes) et trouvent une élasticité de 0,2, tandis que Cabannes *et al.* (2014) estiment l'ERI en utilisant les réformes fiscales françaises entre 1998 et 2004, trouvant une élasticité entre 0,02 sur l'ensemble de la population, et 0,3 pour les 10 % les plus aisés.

Ces estimations moyennes cachent cependant une grande variabilité d'estimation que nous détaillerons dans la seconde partie. Selon le pays et la période, Neisser (2021) montre que les élasticités du revenu imposable (ERI) varient de négative à 3, tandis que 90 % des estimations se situent dans un intervalle de -1 et 1.

1.3. Autres méthodes en forme réduite

Deux autres méthodes permettent d'estimer la réponse à la fiscalité avec l'avantage de fournir une bonne source d'identification mais les inconvénients de se concentrer sur une population très spécifique, ce qui limite leur champ d'application.

Bunching. Contrairement à la littérature qui utilise les réformes fiscales pour estimer les réponses au revenu imposable, une autre littérature estime les réponses au revenu imposable à l'aide de discontinuités dans le profil des taux de taxation depuis Saez (2010). Alors que les méthodes de régression reposent généralement sur une linéarisation de la contrainte budgétaire à l'aide de modification des taux d'imposition, les méthodes de *bunching* utilisent des informations en coupe et exploitent les incitations à ajuster son revenu en deçà des discontinuités des taux marginaux (« coudes ») ou moyens (« encoches »). Ces incitations conduisent à des phénomènes d'accumulation immédiatement avant le seuil où il est préférable d'abaisser son offre de travail. Saez (2010) trouve une élasticité de 0,2 pour les indépendants au premier coude mais de zéro à l'autre coude pour toute la population. En général, les réponses obtenues sont très faibles (par rapport à la méthode ETI notamment), ou significatives sur une

population très spécifique (principalement les travailleurs indépendants). L'une des explications est la présence de frictions d'optimisation telles que les coûts d'attention et de changement, combinée au fait que le gain de revenu au *bunching* est faible en général (Chetty *et al.*, 2011 ; Chetty, 2012). Bien que cette méthode constitue une source convaincante d'identification, ces estimations sont de nature très locales, ce qui en limite la portée. Une revue de littérature très complète de cette méthode a été faite par Kleven (2016), et une comparaison avec l'approche ETI par Aronsson *et al.* (2017). Ces derniers montrent que la méthode par *bunching* est plus précise que les estimateurs de régression (basés sur l'approche de Weber).

Expériences quasi-naturelles. Une autre approche consiste à exploiter des expériences quasi-naturelles à partir de réformes fiscales et sociales en comparant des groupes d'individus. Deux principales méthodes ont été utilisées dans la littérature sur la taxation : la méthode de Différence de différences (DiD) et de régression sur discontinuité (RD). La méthode par DiD compare l'évolution d'un groupe « traité » et un groupe « témoin » qui a des caractéristiques similaires entre deux ou plusieurs périodes. Ces méthodes ont été largement utilisées pour estimer les réformes d'incitation au travail. Eissa et Liebman (1996) utilisent les DiD pour identifier l'impact des réformes de l'EITC aux États-Unis (« Earned Income Tax Credit », équivalent de la prime pour l'emploi) et montrent que les mères célibataires ont rejoint le marché du travail en réponse à la réforme (Chetty et Saez, 2013 ; Chetty *et al.*, 2013). L'effet des réformes d'incitation au travail a été étudié dans d'autres pays, notamment les réformes du WFTC (« Working Family Tax Credit ») au Royaume-Uni (Blundell *et al.*, 1998 et 2000 ; Hoynes et Blundell, 2001) et la création de la Prime pour l'emploi (PPE) en France (Stancanelli, 2008 ; Lehmann *et al.*, 2013). La majorité des études constatent un impact significatif de ces réformes sur le taux de participation des femmes, tandis que les résultats sont plus contrastés sur le RSA en France : Simonnet et Danzin (2014) constatent un impact positif sur le retour au travail des mères célibataires avec de jeunes enfants tandis que Briard et Sautory (2012) ne trouvent aucune preuve de réaction de l'offre de travail au RSA activité.

Par rapport au modèle structurel, l'approche à forme réduite est de plus en plus utilisée parce que les expériences naturelles offrent les meilleures sources d'identification. Toutefois, ces études n'exhibent que très rarement des élasticités cohérentes avec un cadre théorique. De plus,

ces études ne donnent des résultats que pour un groupe démographique particulier, comme les femmes célibataires avec enfants, ce qui limite leur portée. Enfin, la définition des groupes témoins pose problème dans les approches en doubles différences lorsque les groupes traités et de contrôle sont affectés par des tendances préexistantes différentes (ce qui est par exemple le cas des femmes seules avec ou sans enfants pour l'évaluation de l'EITC aux États-Unis). En ce qui concerne cette question, les estimations de Régression sur Discontinuité (RD) sont meilleures que les différences-de-différences selon Lemieux et Milligan (2008) puisque de part et d'autre de la discontinuité, « *the nature of individuals is as good as random* ». En France, Bargain et Vicard (2014) ont estimé par RD l'effet du RSA et obtiennent un effet non significatif. Carbonnier (2014) montre par RD un effet très négatif du taux d'imposition du 2^e apporteur de ressource (très souvent les femmes) sur son taux de participation sur le marché du travail. Ainsi, les femmes font face en moyenne à une désincitation au travail plus forte que pour les hommes, qui conduit à un effet négatif sur le marché du travail de ces dernières.

2. Discussion des résultats

Les résultats que nous venons de présenter sont très variables selon la méthode utilisée, la variable d'intérêt, la réforme étudiée, le type d'individu, le pays, la période, ou l'horizon temporel. Nous donnons dans cette partie quelques clés pour mieux comprendre l'hétérogénéité des résultats selon ces différentes sources de divergences. Nous mettons globalement l'accent sur les résultats de la méthode ETI, très peu étudiée en France, même si nous présentons également les résultats issus des autres méthodes présentées dans la partie précédente.

Méthodes. Comme nous l'avons vu dans la première partie, plusieurs méthodes permettent d'estimer les élasticités : les modèles structurels (continue à offre de travail ou de choix discrets), les méthodes quasi-expérimentales avec une approche en forme réduite en exploitant les changements de fiscalité (à la suite des différences de traitement consécutives des réformes fiscales ou à la structure du système fiscal), et les méthodes de *bunching*. L'approche en forme réduite est de plus en plus utilisée parce que les expériences naturelles offrent des sources d'identification plus transparentes, mais elles n'identifient que des effets locaux et dans un contexte précis, contrairement aux modèles structurels qui donnent des résultats plus

généralisables (Keane, 2011 ; Roux, 2015). Lundberg et Norell (2020) montrent que la méthode de différence de différences conduit en général à des estimations plus élevées par rapport aux autres méthodes en forme réduite, et Thoresen et Vatto (2015) montrent que les estimations ERI ne se comparent aux estimations des modèles structurels qu'au prix d'un travail important (encadré 2). Ces derniers montrent que les estimations sont très proches avec la méthode structurelle et ETI (légèrement plus élevée pour la méthode ETI) si elles sont bien comparées, et que les différences « brutes » viennent de différences techniques sur la variable estimée par exemple (heures de travail ou revenu). Enfin, la méthode de *bunching* obtient des élasticités traditionnellement plus faibles que les autres méthodes. Notons enfin qu'au sein de la famille des méthodes structurelles, les différences d'estimation peuvent résulter de la méthode adoptée. Ainsi, selon Bargain et Peichl (2013), la très grande variance des estimations dans toutes les études disponibles est due en partie à l'utilisation de l'approche de Hausman, qui semble surestimer les élasticités par rapport à ce que l'on trouve dans les modèles de choix discrets.

Encadré 2. Comparaison entre la méthode structurelle et la méthode ETI

Par rapport aux estimations en forme réduite, l'avantage de l'approche structurelle est que le modèle peut être utilisé pour toute réforme fiscale hypothétique et donc s'applique plus largement. Cependant, de sérieux doutes ont été soulevés quant à la capacité des modèles structurels à bien prévoir les changements de fiscalité (LaLonde, 1986 ; Imbens, 2010 ; Keane, 2011).

La comparaison entre la méthode structurelle et la méthode ETI est compliquée en raison des différences de méthodologie et de concept. Le cadre des modèles structurels de choix discret implique qu'une distribution de probabilité est générée pour différentes options de temps de travail. En revanche, la littérature ETI donne les réponses moyennes des personnes « traitées », par rapport à celles qui sont moins ou pas traitées. De plus, la méthode structurelle donne des résultats sur le volume de travail tandis que la méthode ETI sur le revenu ; et la méthode structurelle se décompose généralement entre marge intensive et marge extensive.

Par conséquent, pour disposer de mesures comparables, les simulations du modèle de l'offre de main-d'œuvre doivent être converties en estimations ETI. Ces travaux ont été réalisés par Thoresen et Vatto (2015). Ils simulent d'abord un modèle structurel, l'utilisent pour simuler les heures de travail

avant et après une réforme, et la variation du temps de travail obtenue est utilisée dans une régression semblable à la littérature ETI. Sur la même base de données et la même période, ils estiment les élasticités avec l'approche ETI sur les heures de travail et le revenu brut ; le résultat sur les heures de travail peut donc être comparé avec les estimations ETI de la simulation de l'offre de travail. Les mesures de l'élasticité par la méthode ETI pour les heures de travail sont proches des mesures obtenues à partir des simulations du modèle structurel, un peu plus grandes pour la méthode ETI en moyenne (0,028 vs 0,026), mais plus élevées pour la méthode structurelle pour les hommes seuls. Il convient de noter que, bien que l'élasticité totale des hommes célibataires soit inférieure à celle des femmes célibataires dans le modèle structurel de l'offre de travail, la conclusion est inversée si cette simulation est convertie en estimations ETI, ce qui met en évidence la sensibilité aux méthodes d'estimation et à la spécification.

Marges de réponse. Un facteur déterminant est la variable d'intérêt. Le résultat classique est que les réponses sur la marge extensive (*i.e.* la participation au marché du travail) sont supérieures à celles sur la marge intensive (sur les heures travaillées) (voir Blundell et MaCurdy, 1999 ; Keane, 2011). Cependant ces réponses sur la marge extensive ont fortement baissé dans le temps (Heim, 2007), auraient été surestimées économétriquement (Kleven, 2019), et ont été estimées sur des populations très spécifiques (Lundberg et Norell, 2020). Heim (2007) a ainsi montré que les élasticités sur la marge extensive ont baissé de 0,66 en 1980 à 0,03 en 2000 (et moins sur la marge intensive : de 0,36 à 0,14). Cette baisse serait en partie liée à l'évolution des préférences, notamment dans l'offre de travail des femmes (Blau et Kahn, 2007 ; Blundell *et al.*, 2011). La méta-analyse de Lundberg et Norell (2020) centrée sur la marge extensive conclut « *we believe that the policy-relevant elasticity for the full population lies in the range 0.1-0.2* », et celle de Chetty *et al.* (2013) obtient une élasticité moyenne de 0,3. Cet ordre de grandeur se rapprocherait des résultats moyens de la marge intensive sur l'ensemble de la population. Kline et Tartari (2016) ont montré que les réformes fiscales peuvent entraîner des réponses significatives sur la marge intensive même pour les bas revenus, et Blundell, Bozio et Laroque (2013) montrent que les réponses sur la marge intensive jouent un rôle important sur les heures travaillées au niveau agrégé. Au sein de la marge intensive, traditionnellement, c'est l'effet sur les heures travaillées qui a été estimé dans les modèles structurels d'offre de travail. Une autre littérature estime l'élasticité du revenu imposable (ERI) en utilisant des réformes de l'impôt sur

le revenu. Estimer l'effet de la fiscalité sur le revenu imposable et non le nombre d'heures travaillées permet de prendre en compte d'autres marges de réaction comportementale aux taux marginaux d'imposition comme l'effort, le salaire horaire, le changement d'emploi, l'optimisation fiscale, et l'évasion fiscale (Feldstein, 1995). Cette même littérature estime aussi les réponses sur les revenus totaux, ou encore les revenus du travail ou du capital. Les ERI estimées sont plus élevées sur le revenu imposable du fait des possibilités de déductions fiscales (0,86 vs 0,48 par rapport aux revenus bruts, selon Weber 2014). Selon la revue de Kleven *et al.* (2019), l'effet de la taxation est important sur les migrations pour certaines populations (étrangers, très hauts revenus, personnes très mobiles).

Niveau de revenu et type de revenu. Un des résultats robustes dans la littérature est une réaction comportementale plus forte des indépendants et des plus hauts revenus à la suite d'une variation de la fiscalité. Ce résultat est vrai encore plus marquée pour l'élasticité du revenu imposable (Kleven et Schulz, 2014 ; Saez, 2010) car ces populations pourraient davantage éviter les taxes, en utilisant les déductions fiscales pour les hauts revenus ou en transférant leur revenu du travail en revenu du capital (ou l'inverse) en fonction du niveau de taxation pour les indépendants. Gruber et Saez (2002) obtiennent une élasticité trois fois plus élevée pour le dernier décile par rapport aux revenus du bas de la distribution. Goolsbee (2000) et Saez *et al.* (2012) obtiennent, comme Gruber et Saez (2002), une ERI d'environ 0,6 pour les hauts revenus, tandis que Saez (2017) obtient une ERI de 1,34 pour le 0,01 % supérieur de revenu.

Si cette littérature a initialement et principalement estimé l'effet de l'impôt sur le revenu sur le revenu imposable, d'autres études ont estimé les effets sur des mesures connexes du revenu, ce qui peut expliquer différents résultats : revenu total (Feldstein, 1995 ; Auten et Carroll, 1999 ; Gruber et Saez, 2002), revenu du travail (Kleven et Schulz, 2014 ; Lehmann *et al.*, 2013), rémunération horaire (Blomquist et Selin, 2010). Les estimations sont plus élevées pour le revenu imposable que pour le revenu total et du travail du fait des possibilités d'évitement en utilisant les déductions fiscales (pris en compte dans le revenu imposable). Weber (2014) obtient ainsi une élasticité de 0,86 par rapport au revenu imposable et de 0,48 par rapport au revenu brut. Les estimations à partir des modèles structurels estiment des élasticités des heures de travail principalement, qui sont ainsi logiquement plus faibles que les élasticités du revenu (notamment imposable).

Type de réformes. Les différences d'élasticités peuvent a priori logiquement être liées au fait qu'elles sont mesurées à partir de différents types de réformes. Les estimations d'élasticité du revenu du travail ou du revenu imposable par rapport aux taux marginaux de l'impôt sur le revenu sont très nombreuses aux États-Unis et dans les pays scandinaves, avec un point médian de 0,33 selon la méta-analyse de Neisser (2021). Peu d'études ont mesuré des élasticités selon des méthodes en forme réduite à partir d'autres dispositifs. Eissa et Hoynes (1998) se sont intéressés au dispositif américain d'incitation au travail de l'ETC et obtiennent une élasticité de 0,14 en termes d'heures travaillées.

Or le modèle d'offre de travail prédit des réponses identiques à différents types de réformes affectant les incitations fiscales (sur l'impôt sur le revenu ou les prestations par exemple) et ne permet pas de donner d'élasticités différentes selon le type de transfert. Les effets des différentes réformes mises en avant précédemment sont difficilement comparables car ils n'ont pas été évalués de la même manière. Très peu d'articles ont comparé les élasticités liées à différentes réformes selon un même cadre théorique et empirique. Lehmann *et al.* (2013) ont comparé l'effet de l'impôt sur le revenu et des cotisations à partir de cette méthode et trouvent des effets comportementaux plus importants pour l'impôt sur le revenu que pour les cotisations. Sicsic (2022) estime les réactions des revenus du travail en utilisant de nombreuses réformes socio-fiscales affectant les taux marginaux et moyens d'imposition. Il obtient des élasticités compensées d'environ 0,1 pour l'ensemble des réformes socio-fiscales, 0,25 pour les réformes de l'impôt sur le revenu, 0,1 pour les réformes d'incitation au travail (*RSA activité*), et non significatives pour les prestations familiales. L'explication la plus probable de cette hétérogénéité vient du fait que les réformes de l'impôt sur le revenu sont plus saillantes et visibles que les réformes des prestations sociales, en lien avec les effets de frictions et d'attention (*cf. infra*). À partir d'une analyse de bunching, Bosch *et al.* (2019) obtiennent également une réponse plus forte des revenus à l'impôt sur le revenu qu'aux prestations sociales.

Pays. La variabilité des résultats vient également du fait que les politiques fiscales sont différentes entre pays (en lien avec l'environnement institutionnel, et la structure du système socio-fiscal) et donc qu'il n'y a aucune raison de s'attendre à un paramètre structurel universel unique (Slemrod et Kopczuk, 2002 ; et Kopczuk, 2005). Une conclusion de ces différents travaux est que des élasticités plus importantes sont estimées aux États-Unis, plus faibles dans les pays scandinaves et au Japon, et

intermédiaires pour les pays continentaux. Nous donnons ici quelques résultats selon les pays, sur les revenus totaux dont l'élasticité peut mieux se comparer. Aux États-Unis, l'élasticité des revenus totaux est souvent estimée supérieure à 0,2 : 0,66 selon Auten et Carroll (1999), 0,4 pour Saez (2003), 0,2 pour Saez (2004), entre 0,19 et 0,33 pour Giertz (2010) (et entre 0,78 et 1,46 à long terme dans une spécification alternative), 0,29 selon Burns et Ziliak (2017), et un peu plus faible selon Gruber et Saez (2002) (0,12). Weber (2014) et Kumar et Liang (2020), utilisant deux nouveaux instruments, trouvent des élasticités plus élevées : respectivement une élasticité de 0,48 et 0,2 pour le revenu total¹⁰. Des études récentes dans les pays scandinaves et au Japon obtiennent de faibles élasticités pour le revenu total : 0,02-0,05 en Norvège (Thoresen et Vatto, 2015), 0,07-0,2 au Danemark (Kleven et Schultz, 2014), 0,09-0,15 en Suède (Gelber, 2014) et 0,2-1,0 selon Blomquist et Selin (2010) sur le revenu du travail, 0,16 en Finlande (Matikka, 2015) et 0,07 au Japon (Miyazaki et Ishida, 2016). Selon Jongen et Stoel (2016) « *Il apparaît que l'élasticité du revenu total dans les pays d'Europe continentale occupe une position intermédiaire entre les pays anglo-saxons et scandinaves* », avec des estimations du revenu total de 0,22 en France (Lehmann *et al.*, 2013), 0,16-0,28 en Allemagne par Doerrenberg *et al.* (2017) et 0,24 aux Pays-Bas (Jongen et Stoel, 2016). En étudiant les études en forme réduite sur la participation (donc hors étude ETI), Lundberg et Norell (2020) obtiennent aussi que les effets seraient plus forts en Amérique du Nord qu'en Europe.

Genre. La principale décomposition qui a été faite dans la littérature concerne la différence selon le genre. Si des études historiques obtenaient des élasticités des heures travaillées plus élevées pour les femmes que pour les hommes (surtout pour les femmes mariées, voir Blundell et MaCurdy, 1999 et la revue d'Evers *et al.*, 2008, par exemple¹¹), ce constat ne semble plus si tranché et les élasticités ont pu converger. Blau et Kahn (2007) et Heim (2007) ont en effet montré que l'élasticité a diminué pour les femmes mariées dans le temps aux États-Unis¹², ce qui est confirmé par l'études de Kumar et Liang (2020).

10. Et 0,86 et 0,57 pour l'ETI. Ces estimations plus élevées peuvent être dues au nouvel instrument utilisé dans ces travaux. En effet, Weber (2014) montre que sa méthode conduit à des estimations plus élevées que celles de Gruber et Saez. Mais, utilisant la même méthode que Weber, Hermle et Peichl (2018) trouvent une ERI de 0,54 en Allemagne, inférieure à l'estimation de Weber pour les États-Unis, qui confirme que l'ERI semble plus faible en Europe continentale qu'aux États-Unis.

11. 0,1 pour les hommes et 0,5 pour les femmes, avec élasticité médiane de 0,27 selon la revue d'Evers *et al.* (2008).

12. Et aussi pour les femmes seules d'après Bishop *et al.* (2009).

Cette convergence peut être liée à la hausse de l'activité féminine notamment en présence d'enfants, et la modification des préférences. Des papiers récents donnent également quatre clés d'explications sur le rapprochement des élasticités selon le genre :

- (i) La littérature utilisant les modèles structurels estime principalement des réponses sur la marge extensive (et les personnes mariées), qu'il est difficile d'extrapoler à la marge intensive (ou aux personnes célibataires). Bargain *et al.* (2014) estiment l'élasticité compensée du nombre total d'heures (donc sur la marge intensive) et constatent que l'élasticité est un peu plus élevée chez les hommes seuls que chez les femmes seules (0,14 vs 0,12)¹³. Bargain et Peichl (2013) rapportent que les élasticités selon le genre seraient proches pour les célibataires, et qu'elles sont surtout plus importantes pour les femmes seules avec enfant et les femmes mariées dans les pays où le taux de participation des femmes est faible (Irlande et Italie, par opposition aux pays nordiques) ;
- (ii) Thoresen et Vatto (2015) montrent que la différence selon le genre n'est pas robuste selon la méthodologie et le concept utilisé : si les simulations du modèle de l'offre de travail sont converties en estimations de l'ETI, les élasticités des hommes seuls sont plus grandes. De plus, alors que les élasticités des hommes en couple sont inférieures à celles des femmes pour les heures de travail dans la méthode ETI, elles sont plus grandes sur le revenu total ;
- (iii) Si les estimations pour les hommes sont généralement positives et faibles à quelques exceptions près (par exemple en Irlande et dans certaines études allemandes), Keane (2011) a montré que l'élasticité des hommes serait en fait de 0,3 supérieure à celles estimées dans le passé du fait de problèmes méthodologiques. Certaines études récentes indiquent ainsi un effet plus élevé pour les hommes (Martinez, Saez et Siegenthaler, 2018 ; Pacifico, 2019) ;
- (iv) Blundell *et al.* (2011) montrent l'importance de la composition familiale et de l'âge qui expliquent en partie les effets selon le genre.

13. Chetty (2009b) rapporte également une élasticité plus élevée chez les hommes que chez les femmes (0,20 VS 0,09) par Eissa et Hoynes (1997) étudiant l'effet des expansions de l'EITC aux États-Unis.

Décisions intrafamiliales et type de configuration familiale. Il est important de prendre en compte la famille et le couple dans les décisions d'offre de travail. Si les modèles structurels d'offre de travail usuels considèrent une décision unique pour le ménage ou guidé par le mari (modèle unitaire, voir Briard, 2020) et une mise en commun des ressources, l'article pionnier de Bourguignon (1984) présentant un modèle d'offre de travail collectif a donné lieu à de nombreux développements sur les décisions intrafamiliales. Des extensions du modèle standard permettent une représentation plus fidèle des interactions entre les décisions des conjoints sont présentés dans Briard (2020), à travers les transferts socio-fiscaux ou la production domestique : chaque individu réalise ses choix sous un ensemble de contraintes qui s'imposent au ménage dans lequel il vit. Il a été montré que le modèle unitaire de la famille ne résiste pas aux observations empiriques (Meghir et Phillips, 2010) et qu'il est important de connaître les réponses croisées dans un couple pour aller au-delà de l'approche collective du couple. Ces résultats sont rares dans la littérature sur les méthodes structurelles et aussi sur la méthode ETI : les élasticités sont en général effectuées au niveau du foyer fiscal et ne donnent pas des élasticités individuelles par rapport à la taxation propre ou du conjoint à part de rares exceptions (Gelber, 2007 et Carbonnier, 2014). Gelber (2014) et Sicsic (2019) montrent que l'élasticité propre est significativement supérieure à l'élasticité croisée. Cela est en contradiction avec la prédiction du modèle unitaire de la famille d'égalité des élasticités. La différence par rapport au modèle unitaire de la famille n'est pas étonnante du fait des nombreuses hypothèses de ce modèle (mise en commun des ressources, décision commune...) qui ont été largement battues en brèche (Fortin et Lacroix, 1997 ; Lundberg *et al.*, 1997). Certains articles ont également essayé de mesurer s'il y avait ou non complémentarité des temps de travail ou substitution : il s'agit de l'effet de « *travailleur supplémentaire* », théorisé par Lundberg (1985) dans lequel le conjoint représente une assurance à la variation d'activité de l'autre conjoint qui permet de lisser la consommation du ménage¹⁴. En utilisant un modèle à choix discret, Bargain *et al.* (2014) montrent que l'effet de substitution prévaut en Europe alors que c'est la complémentarité du loisir qui prévaut aux États-Unis (les élasticités croisées et propres sont de signe opposé en Europe et de même signe aux États-

14. En cas de faible revenu du travailleur principal, le conjoint qui augmente son offre de travail est alors considéré comme un « travailleur supplémentaire ».

Unis). Dans le cas français, les résultats ne convergent pas : certaines études montrent que complémentarité prévaut tandis que d'autres montrent que c'est la substituabilité¹⁵.

Malgré l'importance des décisions intrafamiliales, les estimations d'élasticité selon différentes configurations familiales ont fait l'objet de relativement peu d'études empiriques. Bargain et Peichl (2013) montrent que les élasticités sont plus hétérogènes pour les célibataires que pour les personnes mariées : entre 0,1 et 0,5 pour les femmes seules et 0 et 0,4 pour les hommes seuls. Certaines études pour les États-Unis et le Royaume-Uni (mais pas toutes) indiquent des élasticités substantielles pour les familles monoparentales alors que les estimations pour les célibataires sans enfant sont généralement absentes. Dans son étude sur la France à partir de la méthode ETI, Sicsic (2022) obtient des élasticités plus élevées pour les personnes seules sans enfant, et plus généralement pour les personnes sans enfant, en lien probablement avec le fait qu'elles sont plus mobiles professionnellement que les parents. Sicsic (2019) montre aussi que les deux phénomènes de complémentarité et substituabilité existent mais concernent des populations différentes : la complémentarité concernerait les couples sans enfants tandis que la substituabilité concernerait les couples avec enfant. Cela va dans le sens de Fermanian et Lagarde (1999) qui concluent au fait que l'effet travailleur supplémentaire devient prédominant en présence d'enfants tandis que l'effet de complémentarité du loisir entre les conjoints s'annule avec les enfants, et l'étude de Duguet et Simonnet (2007) qui montre que l'effet de travailleur additionnel était lié au nombre d'enfants dans le couple.

Timing. Pour bien comparer les estimations de élasticités, il faut également prendre en compte à quel horizon elles ont été mesurées. Dans les estimations en forme réduite à partir d'expériences quasi-naturelles, il s'agit souvent d'élasticité de court terme tandis que dans les modèles structurels, il s'agit en général d'élasticité de long terme. Or, il est important de pouvoir estimer les élasticités de long terme, le paramètre pertinent pour l'analyse du bien-être et non seulement de court de terme comme c'est souvent le cas dans la littérature ETI. Selon Diamond et Saez (2011) « *l'élasticité devrait refléter non seulement les*

15. Les travaux de Couprie et Joutard (2007), Duguet et Simonnet (2007) ou encore Fermanian et Lagarde (1999) rendent compte d'une complémentarité du temps de loisir tandis que Fugazza *et al.* (2003) et Kabátek *et al.* (2014) trouvent que l'effet de substitution prévaut pour les femmes en couple. Voir Briard (2020) pour plus de détails.

réponses à court terme de l'offre travail, mais aussi les réponses à long terme via l'éducation et les choix de carrière ». Les élasticités de court terme et de long terme peuvent être différentes du fait de deux facteurs allant dans des sens opposés. D'un côté, « On pourrait s'attendre à ce que les réponses fiscales à court terme soient plus importantes que les réponses à long terme parce que les gens peuvent facilement transférer leur revenu entre années sans modifier leur comportement réel » (Saez *et al.*, 2012). Mais d'un autre côté, l'élasticité pourrait aussi être sous-estimée parce que la réponse comportementale à la taxation peut prendre du temps. En effet, à long terme, les frictions d'optimisation n'affectent plus les élasticités qui sont donc plus élevées. Par exemple, Jongen et Stoel (2017) constatent une élasticité de 0,1 à court terme (un an après la réforme), passant à 0,24 à moyen terme (5 ans après la réforme). De plus, d'autres réactions peuvent prendre du temps, comme le changement de support, l'acquisition de capital humain, l'apprentissage par la pratique, la décision de se marier, la fertilité¹⁶.

Évolution dans le temps. La littérature donne des résultats ambigus sur la tendance dans le temps des élasticités du revenu imposable : Giertz (2007), Saez *et al.* (2012) et Kleven et Schulz (2014) montrent qu'elles ont diminué depuis les années 1980 (de 0,4 dans les années 1980 à 0,24 en moyenne dans les années 90 selon Giertz, 2007), tandis que Piketty, Saez et Stantcheva (2014) constatent une augmentation entre les périodes 1960-1980 et 1981-2010 en utilisant une analyse internationale (mais non causale) en coupe, et Klemm *et al.* (2018) ne trouvent aucune tendance claire dans une analyse transnationale également.

Réconciliation micro/macro. Il y a historiquement une controverse entre les estimations microéconomiques des élasticités relativement faibles¹⁷ et celles à partir desquelles sont calibrés les modèles macroéconomiques, élevées (entre 1 et 2), notamment pour prendre en compte les fluctuations du marché du travail sur les cycles¹⁸. Ainsi, dans son discours de réception du prix Nobel, Prescott (2004) soutient

16. Les articles qui ajoutent ces dimensions supplémentaires estiment des élasticités plus élevées.

17. Dans l'introduction de leur revue, Saez *et al.* (2012) indiquent à propos de l'élasticité de l'offre de travail « *With some exceptions, the profession has settled on a value for this elasticity close to zero* ».

18. Il est courant dans les modèles macro à durée de vie infinie d'adopter des spécifications dans lesquelles la fonction d'utilité de la période est supposée être log-linéaire dans la consommation et les loisirs. En supposant que le temps consacré aux loisirs est environ deux fois plus important que le temps consacré au travail marchand, cette spécification correspond à l'hypothèse d'une élasticité de Frisch d'environ 2.

que des élasticités relativement élevées de l'offre de travail sont importantes pour réconcilier diverses tendances observées au niveau agrégé (fluctuations des heures de travail agrégées). Si la différence de marge de réponse a été mise en évidence dans les années 1980¹⁹, les très nombreuses études publiées depuis ont permis de souligner plusieurs autres facteurs pour expliquer ces différences :

- (i) *Sélection d'étude*. Dans sa revue de littérature, Keane (2010) montre que deux groupes d'estimations structurelles sont apparentes : des estimations faibles, entre 0,02 et 0,13 et des estimations élevées, entre 0,27 et 1,22. Ce dernier groupe d'estimation est minoritaire, mais l'auteur discute le fait que ces estimations ne sont pas en général mises en avant dans la profession, et il montre que cela n'est pas toujours lié à des bonnes raisons. Le fait que l'élasticité de Frisch, estimée sur données macroéconomiques, soit supérieure aux élasticités de Hicks et Marshall mais reste peu évaluée sur données microéconomiques (Whalen et Reichling, 2017) peut être également un facteur d'explication ;
- (ii) *Problème d'estimations*. Une suspicion de la raison des faibles élasticités tient aussi aux critiques sur l'implémentation des méthodes microéconomiques d'évaluation, comme par exemple, l'utilisation d'instrument faible. Des papiers récents qui ont utilisé des nouvelles méthodes permettant de pallier les problèmes d'estimations (notamment d'endogénéité) ont obtenue des élasticités plus élevées que celles trouvées généralement avec la méthode ETI (Weber, 2014) : d'environ 0,3-0,5 pour l'élasticité du revenu total et 0,6-0,9 pour les revenus imposables ;
- (iii) *Frictions*. L'existence de frictions d'optimisation (comme les coûts de recherche d'emploi, ou les coûts d'attention aux réformes fiscales) minorerait les estimations microéconomiques (Chetty *et al.*, 2011 ; Chetty, 2012 ; Bosch *et al.*, 2019). Ainsi, Chetty, Friedman et Saez (2013) ont mis en lumière les phénomènes d'apprentissage de la législation, conduisant au fait que la réforme de l'EITC a mis du temps à produire ses effets. Après apprentissage, les réponses estimées par *bunching* se révèlent

19. En lien avec le fait que les fluctuations agrégées sont surtout liées à des réponses sur la marge extensives, supposées supérieures aux réponses sur la marge intensive (cf. supra sur la comparaison des réponses suivant la marge).

importantes, même sur la marge intensive et sur la population des salariées (élasticités entre 0,2 et 0,5), pour lesquels les précédentes obtenaient des effets très faibles (Saez, 2010). Chetty (2012) propose une méthodologie pour calculer des bornes hautes et basses²⁰ de l'élasticité structurelle sous-jacente avec prise en compte des frictions qui est le paramètre pertinent pour l'analyse normative. Il trouve que les bornes supérieures seraient souvent supérieures à 1 ;

- (iv) *Facteurs manquants*. Keane et Rogerson (2012) montrent que certains manques de la modélisation structurelle conduisent à sous-estimer les élasticités. D'abord, du point de vue micro, le fait que les effets dynamiques d'accumulation du capital humain liés aux instruments fiscaux ne sont pas pris en compte dans les modèles structurels, ce qui pourrait réduire la valeur estimée des élasticités à la marge intensive. En effet, dans le modèle de base du cycle de vie de l'offre de travail la seule source de dynamique est l'emprunt/épargne. Un certain nombre d'auteurs ont envisagé des extensions de ce modèle pour inclure d'autres sources de dynamique potentiellement importantes telles que l'accumulation de capital humain. Ces travaux ont montré que si le véritable modèle contient d'autres sources de dynamique, mais que les données sont considérées à travers le prisme du modèle de base, les estimations des élasticités de l'offre de travail auront tendance à sous-estimer sérieusement leurs véritables valeurs ;
- (v) Enfin Chetty, Guren, Manoli et Weber (2011, 2012) montrent que dans de nombreuses dimensions, les modèles macro sont cohérents avec les estimations moyennes des élasticités en formes réduites de la littérature microéconomiques mais que *l'élasticité de Frisch* reste une source de divergence²¹.

20. Les bornes hautes et basses de l'élasticité structurelle dépendent de 4 variables : la quantité de frictions, l'élasticité observée et l'écart-type associé, et de la variation du taux marginal d'imposition.

21. Notons également que Chetty *et al.* (2012) utilisent le modèle de Rogerson et Wallenius (2009) (cf. supra) pour simuler l'exonération fiscale islandaise et constatent que le modèle surestime la réaction de l'emploi observée dans les données (sur la marge extensive). À noter enfin que Blundell, Bozio et Laroque (2011) mettent également en avant la prise en compte des retraites pour expliquer les divergences micro-macro.

3. Conclusion : des résultats à leur usage pour éclairer les décisions publiques

Nous avons vu que les élasticités de l'offre de travail et des revenus, estimées à l'aide de données microéconomiques étaient très hétérogènes suivant la méthode mise en œuvre et de nombreux autres facteurs (marges étudiées, type de population, pays, horizon temporel...). À partir d'une classification de ces sources d'hétérogénéité, les estimations sont plus cohérentes et les comparaisons, notamment internationales, sont plus aisées.

Une des conclusions générales de cette revue est que si les récentes estimations de la littérature ETI donnent en général des résultats plus élevés que les résultats de la méthode structurelle, les élasticités de l'offre de travail estimées par des méthodes micro-économétriques restent en général relativement faibles, inférieures à 1. Nous pouvons citer quelques raisons à ces faibles élasticités (notamment en comparaison à celles utilisées dans les modèles macro, cf. supra pour des pistes de réconciliation) en guise d'ouverture vers des autres littératures. Une première raison viendrait de la complexité du système socio-fiscal qui pourrait conduire à la faiblesse des effets obtenus sur l'offre de travail des ménages. Cette complexité pourrait entraîner une perception erronée ou incomplète des incitations du système socio-fiscal, notamment à court terme (Gideon, 2015 ; Rees-Jones et Taubinsky, 2020) qui diminuerait leurs effets. Ensuite, la rationalité limitée des agents les conduit ainsi à se tromper parfois sur leur taux marginal d'imposition (De Bartolone, 1995 ; Ito, 2014 ; Feldman *et al.*, 2016²²). Dans un papier également influent, Chetty *et al.* (2009) montrent que les consommateurs ne réagissent pas suffisamment aux taxes qui ne sont pas saillantes.

Enfin, nous donnons quelques applications des élasticités dont nous avons fait la revue dans cet article. Ces dernières peuvent être utilisées (i) à des fins d'évaluation des politiques publiques pour prévoir le coût ou le gain réel d'une réforme, et (ii) à des fins d'analyse normative pour juger de l'efficacité et de l'optimalité du système socio-fiscal. Pour la

22. Feldman *et al.* (2016) montrent que à la suite de la perte d'une prestation familiale anticipée (aux 18 ans de l'enfant), les ménages réduisent leur revenu du travail alors qu'un effet revenu devrait faire augmenter le revenu du travail et l'effet de substitution devrait être nul car la variation du taux marginal est nulle. Ils expliquent cette contradiction avec la théorie par le fait que les individus réagissent par effet de substitution à ce qu'ils pensent être une hausse de taux marginal alors que c'est une hausse de taux moyen.

première application, les élasticités estimées peuvent être utilisées pour évaluer l'effet redistributif et budgétaire de réformes socio-fiscales en prenant en compte les réponses comportementales. Cela est très peu fait en général : par exemple, les bilans redistributifs des réformes faits par les organismes comme l'Insee, l'OFCE ou l'IPP ne prennent, en général, pas en compte les réactions comportementales de l'offre de travail (Bourguignon et Landais, 2022)²³. Or, l'utilisation des élasticités peut être utile par exemple pour estimer l'effet de réformes récentes comme la réforme de la *Prime d'activité* d'août 2018²⁴, ou la mise en place du PFU (voir Paquier et Sicsic 2021 pour une application).

Les élasticités peuvent aussi être utilisées pour des analyses normatives de fiscalité optimale. La formule classique du taux d'imposition maximisant les recettes publiques (et du taux marginal d'imposition optimal si l'utilité sociale du revenu maximal est fixée à zéro) est la suivante : $1/1 + ea$, avec e l'élasticité, a le paramètre Pareto. En appliquant ce calcul à la France à partir des estimations de Sicsic (2022), et en se limitant à l'impôt sur le revenu, on obtient un taux marginal d'imposition supérieur de 50 %, proche des TMP observés en France sur la période récente²⁵. Or, pour calculer des TMP optimaux pour l'ensemble de la population, il est important de prendre en compte les effets de composition liés aux différences de réactions selon le type d'individu comme l'ont montré Jacquet et Lehmann (2017), et donc d'utiliser des élasticités hétérogènes, ce qui est encore peu fait dans la littérature (voir Sicsic, 2022 pour un exemple). Pour calculer le taux d'imposition optimal pour l'ensemble de la population, il faut aussi utiliser les degrés d'aversion sociale aux inégalités dans la population qui ne sont pas connus. Ces préférences sociales peuvent être retrouvées à partir des élasticités des revenus (et des taux marginaux), en inversant le modèle de taxation optimale sur la distribution réelle des revenus pour « révéler » la fonction de bien-être social qui rend le système observé optimal (voir Bargain *et al.*, 2013, 2014).

23. Mais plus souvent les réponses comportementales à la suite des réformes de la fiscalité du tabac par exemple.

24. En août 2018, le gouvernement a voté un *décret* qui abaisse le taux de cumul des revenus d'activité de 62 % à 61 % de la Prime d'activité (PA) à partir d'octobre 2018, ce qui affecte le taux marginal. La baisse de la pente de la Prime d'activité pourrait avoir un effet désincitatif sur l'offre de travail, en baissant les heures travaillées et les revenus, et ainsi avoir un effet indirect négatif sur les finances publiques. Cet effet serait cependant très faible en appliquant des élasticités selon Sicsic (2019) du fait de la faible hausse du taux marginal lié à la réforme.

25. Nous illustrons cette formule en utilisant l'élasticité estimée de 0,5 pour les hauts revenus et le paramètre de Pareto dans Cabannes *et al.* (2014).

Références

- Angrist J., G. W. Imbens et D. Rubin, 1996, « Identification of causal effects using instrumental variables », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 91, n° 434, pp. 444-455.
- Auten G. et R. Carroll, 1999, « The effect of income taxes on household behavior », *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 4, pp. 681-693.
- Bargain O. et A. Peichl, 2013, « Steady-State Labor Supply Elasticities: A Survey », *ZEW Discussion Paper*, n° 13-084.
- Bargain O., K. Orsini et A. Peichl, 2014, « Comparing Labor Supply Elasticities in Europe and the US: New Results », *Journal of Human Resources*, vol. 49 n° 3, pp. 723-838.
- Bargain O. et A. Vicard, 2014, « Le RMI et son successeur le RSA découragent-ils certains jeunes de travailler ? Une analyse sur les jeunes autour de 25 ans », *Economie et statistique*, n° 467-468, pp. 61-69.
- Blau F. et L. Kahn, 2007, « Changes in the labor supply behavior of married women: 1980-2000 », *Journal of Labor Economics*, n° 25, pp. 393-438.
- Blomquist S. et H. Selin, 2010, « Hourly Wage Rate and Taxable Labor Income Responsiveness to Changes in Marginal Tax Rates », *Journal of Public Economics*, n° 94, pp. 878-889.
- Blundell R., A. Bozio et G. Laroque, 2013, « Extensive and Intensive Margins of Labour Supply: Work and Working Hours in the US, UK and France », *Fiscal Studies*, vol. 34, n° 1, pp. 1-29.
- Blundell R., A. Duncan, J. McCrae et C. Meghir, 2000, « The Labour Market Impact of the Working Families' Tax Credit », *Fiscal Studies*, n° 21, pp. 75-104.
- Blundell R.W., A. Duncan, et C. Meghir, 1998, « Estimating Labor Supply Responses Using Tax Reforms », *Econometrica*, n° 66, pp. 827-861.
- Blundell R.W. et T. MaCurdy, 1999, « Labor supply: a review of alternative approaches », dans O. Ashenfelter et D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Elsevier Science B.V.
- Bourguignon F., 1984, « Rationalité individuelle ou rationalité stratégique : le cas de l'offre familiale de travail », *Revue économique*, vol. 35, n° 1, pp. 147-162.
- Bourguignon F. et T. Magnac, 1990, « Labor Supply and Taxation in France », *Journal of Human Resources*, vol. 25, n° 3, pp. 358-389.
- Bourguignon F. et C. Landais, 2022, « Micro-simuler l'impact des politiques publiques sur les ménages : pourquoi, comment et lesquelles ? », *Les notes du conseil d'analyse économique*, n° 74.
- Bosch N., E. Jongen, W. Leenders et J. Möhlmann, 2019, « Non-bunching at kinks and notches in cash transfers in the Netherlands », *International Tax and Public Finance*, vol. 26, n° 6, pp. 1329-1352.

- Briard K., 2020, « L'élasticité de l'offre de travail des femmes en France : petite revue de méthodes et de résultats », *Revue de l'OFCE*, n° 169, pp. 39-72.
- Briard P. et O. Sautory, 2012, « Évaluation de l'impact du revenu de solidarité active sur l'offre de travail », *Dares document d'études*, n° 171.
- Bunel S. et M. Sicsic, 2021, « Aides à la R&D : pratiques internationales et revue de la littérature sur leurs effets », *Revue de l'OFCE*, n° 175.
- Burns S. K. et J. P. Ziliak, 2015, « Identifying the Elasticity of Taxable Income », *The Economic Journal*, vol. 127, n° 600, pp. 297-329.
- Castellacci F. et C. M. Lie, 2015, « Do the effects of RetD tax credits vary across industries? A meta-regression analysis », *Research Policy*, vol. 44, n° 4, pp. 819-832.
- Cabannes P. Y., C. Houdré et C. Landais, 2014, « Comment le revenu imposable des ménages aisés réagit-il à sa taxation ? Une estimation sur la période 1997-2004 », *Économie et Statistique*, n° 467-468, pp. 141-162.
- Carbonnier C., 2021, « Imposition jointe des revenus et emploi des femmes mariées : estimation à partir du cas français », *Revue économique*, n° 72, pp. 215-244.
- Chetty R., 2009a, « Sufficient statistics for welfare analysis: A bridge between structural and reduced-form methods », *Annual Review of Economics*, n° 1, pp. 451-488.
- , 2009b, « Is the Taxable Income Elasticity Sufficient to Calculate Deadweight Loss? The Implications of Evasion and Avoidance », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 1, n° 2, pp. 31-52.
- Chetty R., A. Looney et K. Kroft, 2009, « Salience and Taxation: Theory and Evidence », *American Economic Review*, vol. 99, n° 4, pp. 1145-1177.
- Chetty R., J. Friedman, T. Olsen et L. Pistaferri, 2011, « Adjustment Costs, Firm Responses, and Micro vs. Macro Labor Supply Elasticities: Evidence from Danish Tax Records », *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 126, n° 2, pp. 749-804.
- Chetty R. Guren, D. Manoli et A. Weber, 2011, « Are Micro and Macro Labor Supply Elasticities Consistent? A Review of Evidence on the Intensive and Extensive Margins », *American Economic Review*, vol. 101, n° 3, pp. 471-75
- , 2012, « Does Indivisible Labor Explain the Difference Between Micro and Macro Elasticities? A Meta-Analysis of Extensive Margin Elasticities », *NBER Macroeconomics Annual*, n° 27, pp. 1-56.
- Chetty R. Friedman, J. et E. Saez, 2013, « Using Differences in Knowledge across Neighborhoods to Uncover the Impacts of the EITC on Earnings », *American Economic Review*, vol. 103, n° 7, pp. 2683-2721.
- De Bartolome C. A. M., 2019, « Which Tax Rate do People Use: Average or Marginal? », *Journal of Public Economics*, vol. 56, n° 1, pp. 79-96.

- Diamond P. et E. Saez, 2011, « The Case for a Progressive Tax: From Basic Research to Policy Recommendations », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 25, n° 4, pp. 165-190.
- Doerrenberg P. et A. Peichl, 2014, « The impact of redistributive policies on inequality in OECD countries », *Applied Economics*, vol. 46, n° 17, pp. 2066-2086.
- Doerrenberg P., A. Peichl et S. Siegloch, 2017, « The elasticity of taxable income in the presence of deduction possibilities », *Journal of Public Economics*, vol. 151, issue C, pp. 41-55.
- Eissa N. et H. Hoynes, 1998, « The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Married Couples », *NBER Working Papers*, n° 6856.
- Eissa N. et J. Liebman, 1996, « Labor supply response to the earned income tax Credit », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 111, n° 2, pp. 605-637.
- Evers M., R. de Mooij et D. van Vuuren, 2008, « The wage elasticity of labour supply: a synthesis of empirical estimates », *De Economist*, n° 156, pp. 25-43.
- Feldstein M., 1995, « The Effect of Marginal Tax Rates on Taxable Income: A Panel Study of the 1986 Tax Reform Act », *Journal of Political Economy*, n° 103, pp. 551-572.
- , 1999, « Tax Avoidance and the Deadweight Loss of the Income Tax », *Review of Economics and Statistics*, n° 81, pp. 674-680.
- Gideon M., 2015, « Do Individuals Perceive Income Tax Rates Correctly? », *Public Finance Review*.
- Giertz S. H., 2007, « The Elasticity of Taxable Income over the 1980s and 1990s », *National Tax Journal*, vol. 60, n° 4, pp. 743-68.
- , 2008, « Panel Data Techniques and the Elasticity of Taxable Income », *Congressional Budget Office, working paper*, n° 2008-11.
- , 2010, « The Elasticity of Taxable Income during the 1990s: New Estimates and Sensitivity Analyses », *Southern Economic Journal*, vol. 77, n° 2, pp. 406-433.
- Givord P., 2010, « Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques », *Document de travail de la DESE*, n° G2010-08.
- Goolsbee A., 2000, « What happens when you tax the rich? Evidence from executive compensation », *Journal of Political Economy*, vol. 108, n° 2, pp. 352-378.
- Gottlieb C., J. Onken et A. Valladares-Esteban, 2021, « On the measurement of the elasticity of labour », *European Economic Review*, n° 139.
- Gruber J. et E. Saez, 2002, « The elasticity of taxable income: evidence and implications », *Journal of Public Economics*, n° 84, pp. 1-32.
- Hausman J. A., 1985, « The Econometrics of Nonlinear Budget Sets », *Econometrica*, n° 53, pp. 1255-1282.

- 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.
- Heim B. T., 2007, « The Incredible Shrinking Elasticities: Married Female Labor Supply, 1978-2002 », *Journal of Human Resources*, vol. 42, n° 4, pp. 881-918.
- Hermle J. et A. Peichl, 2018, « Jointly Optimal taxes for Different Types of Income », *Mimeo*
- Hoynes H. W et R. Blundell, 2001, « Has 'In-Work' Benefit Reform Helped the Labour Market? », *NBER Working Papers*, n° 8546, National Bureau of Economic Research, Inc.
- Hoynes H. W., 1997, « Work, welfare, and family structure: what have we learned? », In *Fiscal Policy: Lessons from Economic Research*, ed. A. Auerbach, pp. 101-46. Cambridge, MA: The MIT Press.
- Ito K., 2014, « Do Consumers Respond to Marginal or Average Price? Evidence from Nonlinear Electricity Pricing », *American Economic Review*, vol. 104, n° 2, pp. 537-563.
- Jakobsen K. et J. Sogaard, 2022, « Identifying behavioral responses to tax reforms: New insights and a new approach », *Journal of Public Economics*, vol. 212, pp. 104691.
- Jongen E. L.W. et M. Stoel, 2019, « The Elasticity of Taxable Labour Income in the Netherlands », *De Economist*, vol. 167, n° 4, pp. 359-386.
- Kabátek J., A. van Soest et E. Stancanelli, 2014, « Income taxation, labour supply and housework: A discrete choice model for French couples », *Labour Economics*, n° 27, pp. 30-43.
- Keane M. P., 2011, « Labor Supply and Taxes: A Survey », *Journal of Economic Literature*, n° 49, pp. 961-1075.
- Keane M. et R. Rogerson, 2012, « Micro and Macro Labor Supply Elasticities: A Reassessment of Conventional Wisdom », *Journal of Economic Literature*, n° 50, pp. 464-476.
- Keane M. et R. Rogerson, 2015, « Reconciling Micro and Macro Labor Supply Elasticities: A Structural Perspective », *Annual Review of Economics*, vol. 7, n° 1, pp. 89-117.
- Kleven H., 2016, « Bunching », *Annual Review of Economics*, n° 8, pp. 435-464.
- Kleven H., 2022, « The EITC and the Extensive Margin: A Reappraisal », *NBER Working Paper*, n° 26405.
- Kleven H., C. Landais, M. Munoz et S. Stantcheva, 2019, « Taxation and Migration: Evidence and Policy Implications », *Journal of Economic Perspectives*.
- Kleven H. et E. A. Schulz, 2014, « Estimating Taxable Income Responses using Danish Tax Reforms », *American Economic Journal: Economic Policy*, n° 6.4, pp. 271-301.

- Kline P. et M. Tartari, 2016, « Bounding the Labor Supply Responses to a Randomized Welfare Experiment: A Revealed Preference Approach », *American Economic Review*, vol. 106, n° 4, pp. 972-1014.
- Kopczuk W., 2005, « Tax bases, tax rates and the elasticity of reported income », *Journal of Public Economics*, vol. 89, n° 11-12, pp. 2093-2119.
- Kumar A., et C. Liang, 2020, « Estimating taxable income responses with elasticity heterogeneity », *Journal of Public Economics*, n° 188, p. 104209.
- Landais C. et F. Bourguignon, 2022, « Micro-simuler l'impact des politiques publiques sur les ménages : pourquoi, comment et lesquelles ? », *Notes du CAE*, n° 74.
- Lehmann E., F. Marical et L. Rioux, 2013, « Labor income responds differently to income-tax and payroll-tax reforms », *Journal of Public Economics*, vol. 99, pp. 66-84.
- Lemieux T. et K. Milligan, 2008, « Incentive effects of social assistance: A regression discontinuity approach », *Journal of Econometrics*, vol. 142, n° 2, pp. 807-828.
- Lichter A., A. Peichl et S. Siegloch, 2015, « The Own-Wage Elasticity of Labor Demand: A Meta-Regression Analysis », *European Economic Review*, vol. 8, pp. 94-119.
- Lindsey L., 1987, « Estimating the Behavioral Responses of Taxpayers to Changes in Tax Rates: 1982-1984 », *Journal of Public Economics*, n° 33, pp. 173-206.
- Lundberg S. et J. Norell, 2020, « Taxes, benefits and labour force participation: A survey of the quasi-experimental literature », *Journal of the Finnish Economic Association*, vol. 1, n° 1, pp. 60-77.
- Matikka T., 2018, « Elasticity of Taxable Income: Evidence from Changes in Municipal Income Tax Rates in Finland », *Scandinavian Journal of Economics*, vol. 120, n° 3, pp. 943-973.
- Mertens K. et J. L. Montiel Olea, 2017, « Marginal tax rates and income: new time series evidence », *NBER Working papers*, n° 19171.
- Meyer B. et D. Rosenbaum, 1999, « Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers », *NBER Working Paper*, n° 7363.
- Miyazaki T. et R. Ishida, 2016, « Estimating the Elasticity of Taxable Income: Evidence from Top Japanese Taxpayers », *Working paper*.
- Neisser C., 2021, « The Elasticity of Taxable Income: A Meta-Regression Analysis », *The Economic Journal*, vol. 131, n° 640, pp. 3365-3391.
- Paquier, F., et M. Sicsic, 2021, « Impacts of the 2018 Household Capital Tax Reforms on Inequalities in France: A Microsimulation Evaluation », *Economie et Statistique / Economics and Statistics*, n° 530-31, pp. 27-42.
- Piketty T., 1999, « Les hauts revenus face aux modifications des taux marginaux supérieurs de l'impôt sur le revenu en France », *Économie et Prévision*, n° 138139, pp. 2560.

- Piketty T., E. Saez et S. Stantcheva, 2014, « Optimal Taxation of Top Labor Incomes: A Tale of Three Elasticities », *American Economic Journal: Economic Policy*, vol. 6, n° 1, pp. 230-271.
- Prescott E. C., 2004, « Nobel Lecture: The Transformation of Macroeconomic Policy and Research », *Journal of Political Economy*, n° 114, pp. 203-235.
- Rees-Jones A., et D. Taubinsky, 2020, « Measuring 'Schmeduling' », *The Review of Economic Studies*, vol. 87, n° 5, pp. 2399-2438.
- Rogerson, R. et J. Wallenius, 2009, « Micro and macro elasticities in a life cycle model with taxes », *Journal of Economic Theory*, vol. 144, n° 6, pp. 2277-2292.
- Roux S., 2015, « Approches structurelles et non structurelles en micro-économétrie de l'évaluation des politiques publiques », *Revue française d'économie*, vol. XXX, pp. 13-65.
- Saez E., Slemrod J. et Giertz S., 2012, « The elasticity of taxable income with respect to marginal tax rates: A critical review », *Journal of Economic Literature*, vol. 50, n° 1, pp. 3-50.
- Saez E., 2001, « Using Elasticities to Derive Optimal Income Tax Rates », *Review of Economic Studies*, vol. 68, n° 1, pp. 205-229.
- , 2003, « The Effect of Marginal Tax Rates on Income: A Panel Study of 'Bracket Creep' », *Journal of Public Economics*, vol. 87, n° 5-6, pp. 1231-58.
- , 2004, « Reported Incomes and Marginal Tax Rates, 1960-2000: Evidence and Policy Implications », in James Poterba, ed., *Tax Policy and the Economy*, n° 18, pp. 117-174.
- , 2010, « Do Taxpayers Bunch at Kink Points? », *American Economic Journal: Economic Policy*, n° 2, pp. 180-212.
- Sammartino F. et D. Weiner, 1997, « Recent evidence on taxpayers' response to the rate increases in the 1990's », *National Tax Journal*, vol. 50, n° 3, pp. 683-705.
- Slemrod J. et W. Kopczuk, 2002, « The Optimal Elasticity of Taxable Income », *Journal of Public Economics*, n° 84, pp. 91-112.
- Slemrod J., 1996, « High income families and the tax changes of the 1980s: the anatomy of behavioral response » in: M. Feldstein et J. Poterba, (eds.), *Empirical Foundations of Household Taxation*. University of Chicago Press.
- Sicsic M., 2019, « Les incitations fiscales au travail et à la recherche et développement en France et leurs effets sur le marché du travail », Thèse de doctorat de science économique.
- , 2022, « Does labor income react more to income tax or means-tested benefits reforms? », *Fiscal Studies*, n° 43, pp. 291-319.
- Simonnet V. et E. Danzin, 2014, « L'effet du RSA sur le taux de retour à l'emploi des allocataires. Une analyse en double différence selon le

- nombre et l'âge des enfants », *Économie et statistique*, n° 467-468, pp. 91-116.
- Stancanelli E., 2008, « Evaluating the impact of the French tax credit on the employment rate of women », *Journal of Public Economics*, vol. 92, pp. 2036-2047.
- Van Soest A., 1995, « Structural Models of Family Labor Supply. A Discrete Choice Approach », *Journal of Human Resources*, n° 30, pp. 63-88.
- Weber C., 2014, « Toward obtaining a consistent estimate of the elasticity of taxable income using difference-in-differences », *Journal of Public Economics*, n° 117, pp. 90-103.
- Whalen C. et F. Reichling, 2017, « Estimates of the Frisch Elasticity of Labor Supply: A Review », *Eastern Econ J*, n° 43, pp. 37-42.
- Zuñiga-Vicente J., C. Alonso-Borrego, F. J. Forcadell et J. I. Galán, 2014, « Assessing the effect of public subsidies on firm RetD investment: A survey », *Journal of Economic Surveys*, n° 28, pp. 36-67.