

Comment le revenu imposable des ménages aisés réagit-il à sa taxation ? Une estimation sur la période 1997-2004

Pierre-Yves Cabannes, Cédric Houdré et Camille Landais *

Pour évaluer l'impact d'une réforme fiscale, il est nécessaire de prendre en compte la manière dont les ménages ajustent leur revenu imposable aux taux d'imposition. Le paramètre clé est l'élasticité du revenu imposable à son taux de prélèvement marginal ou à son complémentaire à un, le taux dit « de rétention ».

On estime cette élasticité à l'aide de données individuelles portant sur la période 1997-2004. Cette période a connu des modifications législatives de l'impôt sur le revenu (diminution du plafond du quotient familial et baisses des taux du barème) qui constituent des « expériences naturelles » adéquates pour mesurer l'élasticité du revenu imposable par rapport au taux marginal, en s'inspirant de la stratégie d'estimation utilisée par Gruber et Saez (2002).

Sur l'ensemble des ménages fiscaux, l'élasticité estimée du revenu imposable par rapport au taux de rétention marginal est très faible, de l'ordre de 0,02. Il existe cependant une assez forte hétérogénéité des réactions, puisqu'elle vaut 0,31 pour les 10 % de foyers disposant des revenus imposables les plus élevés.

À titre illustratif, on examine ce qu'implique une telle élasticité dans le cadre d'un modèle permettant de déterminer le taux maximal applicable aux revenus les plus élevés, le modèle de Saez (2001). Ce calcul n'est toutefois qu'indicatif, car le modèle de Saez est conçu pour évaluer les taux optimaux dans l'hypothèse où l'impôt sur le revenu serait le seul instrument redistributif et la seule source de recettes pour les finances publiques. Il ne présume pas du taux optimal à appliquer dans un système fiscal où l'impôt sur le revenu ne joue qu'un rôle minoritaire.

Rappel :

Les jugements et opinions exprimés par les auteurs n'engagent qu'eux mêmes, et non les institutions auxquelles ils appartiennent, ni a fortiori l'Insee.

* Au moment de la rédaction de cet article, Pierre-Yves Cabannes était chercheur affilié au Centre de Recherches en Economie et Statistique (CREST) et Cédric Houdré appartenait à la Direction Générale du Trésor. Camille Landais appartient à la London School of Economics.

Les auteurs remercient Sandrine Duchêne, Stéphane Guéné, Michel Houdebine, Etienne Lehmann, Stéphane Lhermitte, Laurence Rioux et Emmanuel Saez pour leurs remarques très précieuses sur des versions antérieures de ce travail. Les commentaires de deux rapporteurs anonymes ont également contribué à clarifier l'exposition du travail et des résultats : qu'ils en soient sincèrement remerciés. Mais le contenu de ce texte n'engage que ses auteurs.

Dès le début de la crise, plusieurs pays de l'OCDE, dont le Royaume-Uni et les États-Unis, ont considéré la possibilité d'augmenter l'impôt sur le revenu des foyers les plus aisés comme un moyen efficace de consolider leurs finances publiques. Au Royaume-Uni par exemple, le gouvernement avait annoncé dès novembre 2008, dans son rapport préparatoire du budget, la création d'une nouvelle tranche supérieure d'imposition au taux de 50 % au-delà de 150 000 £ de revenus, qui a été mise en œuvre pour la taxation des revenus à partir de 2010/2011, avant d'être réduite à 45 % en 2013. Aux États-Unis, les baisses d'impôt mises en place en 2001, qui parvenaient théoriquement à expiration en 2010, n'ont été prolongées que de deux ans pour les foyers disposant de revenus supérieurs à 400 000 \$, au prix d'après débats entre démocrates et républicains. Au-delà, le taux a été relevé de 35 % à 39,6 % à partir de 2013. En France, la loi de finances pour 2013 a créé une tranche supplémentaire à 45 %, à laquelle s'ajoute la contribution exceptionnelle de 3 à 4 % pour les revenus supérieurs à 250 000 euros mise en place en 2012 et le prélèvement direct auprès des entreprises portant à 75 % la taxation marginale des revenus supérieurs au million d'euros. Les effets de ces niveaux de taxation sont évidemment très débattus. En particulier, a-t-on atteint le niveau au-delà duquel tout nouveau relèvement ferait baisser le revenu imposable au point d'entraîner une chute des recettes de l'impôt sur le revenu ou de l'ensemble des recettes fiscales ?

La notion d'élasticité comportementale occupe une place importante pour répondre à ces questions (Piketty, 1999 ; Saez *et al.*, 2012). En dehors des impôts forfaitaires, tout prélèvement, qu'il soit proportionnel ou non est susceptible de produire des effets désincitatifs sur les comportements des individus. Ces effets sont très variés. Des taux marginaux élevés sur les revenus du travail peuvent tout d'abord conduire les individus à réduire leur « offre de travail », c'est-à-dire la durée de travail ou la participation au marché du travail, mais aussi de manière plus large à réduire leurs efforts pour obtenir une promotion ou pour développer une activité entrepreneuriale ou libérale. Par extension, tous les comportements contribuant à la constitution du revenu imposable peuvent ainsi être affectés par les taux marginaux d'imposition : des taux marginaux trop élevés peuvent conduire les épargnants à porter moins d'attention à la recherche des meilleurs rendements, ou certains contribuables à développer différentes stratégies d'optimisation fiscale, comme le choix

du mode de rémunération (pour les dirigeants d'entreprises individuelles par exemple, le choix entre rémunération sous forme de dividende ou sous forme salariale), l'orientation des choix de consommation en faveur de dépenses ouvrant droit à réduction ou crédit d'impôt, l'orientation de l'épargne vers des produits de placements soumis ou non à l'impôt, etc.

L'élasticité du revenu imposable au taux marginal d'imposition **« résumé » l'ensemble des réponses comportementales à des variations de l'impôt sur le revenu**

Dans l'approche traditionnelle, la réponse comportementale la plus naturelle pour évaluer l'optimalité d'un système d'imposition des revenus est l'offre de travail. Le modèle économique décrivant l'interaction entre fiscalité et offre de travail est alors le modèle standard d'arbitrage entre consommation et loisir (ou inversement offre de travail). Dans ce modèle, taxer les revenus induit une modification du prix relatif entre la consommation et le loisir. Cependant, le revenu d'activité n'est pas entièrement soumis à l'impôt. Certaines formes de rémunérations sont moins fortement taxées que d'autres : dans certains cas, il peut être avantageux pour un dirigeant d'entreprise de se rémunérer sous forme de dividende plutôt que sous forme de salaire ; les primes d'intéressement ou de participation qui sont versées à certains salariés, plutôt des cadres en pratique¹, peuvent être exonérées lorsqu'elles sont bloquées sur des supports d'épargne salariale pendant plusieurs années ; certaines dépenses de consommation ou d'investissement, comme les dépenses d'amélioration du logement ou les intérêts d'emprunt pour l'acquisition de la résidence principale, sont partiellement déductibles du revenu imposable. Il est évidemment très difficile de prendre en compte directement l'ensemble des réponses comportementales possibles à la taxation et de mesurer l'impact distorsif de chacune de ces modalités du système fiscal.

Toutes ces variables d'ajustement ont la même importance du point de vue des finances publiques en ce qu'elles concourent à réduire le revenu imposable. Observer les réactions du revenu imposable aux variations de taux marginal permet donc de résumer les interactions entre ces taux et ces différentes réactions

1. Cf. Chaput *et al.* (2006) ou Rougerie (2006).

comportementales sans avoir à évaluer séparément l'ampleur de chaque type de réaction (cf. Feldstein (1999) et encadré 1). C'est pourquoi l'élasticité du revenu imposable au taux marginal d'imposition joue un rôle particulièrement important pour évaluer l'optimalité du système fiscal. Le point de départ est le modèle

simplifié d'arbitrage entre consommation de biens et de loisir, qui peut s'exprimer aussi comme un modèle de choix d'une combinaison de consommation de biens et d'offre de travail, *i.e.* de production de revenu du travail. Saez (2001) redéfinit ce programme du consommateur pour prendre en compte, sous une forme

Encadré 1

UN MODÈLE DE CHOIX DE CONSOMMATION ET DE « PRODUCTION » DU REVENU IMPOSABLE

Dans le modèle traditionnel d'arbitrage entre consommation et loisir, le contribuable maximise l'utilité procurée par la consommation d'un panier de biens c et du loisir L , soit, en normalisant à l'unité le temps disponible :

$$\text{Max}_{c,L} u(c,L)$$

sous la contrainte :

$$c = (1-t)w(1-L) + R$$

avec w le taux de salaire, t le taux marginal d'imposition du revenu du contribuable, et R le revenu « virtuel » défini comme l'écart entre le revenu après impôt effectif et le revenu après impôt qu'aurait le contribuable dans un système où l'impôt serait proportionnel dès le premier euro avec un taux d'imposition t . La fonction objectif étant instantanée, il n'y a pas d'épargne et la consommation est égale au revenu après impôt effectif.

Ce cadre peut cependant être amendé pour tenir compte du fait que, dans la réalité, le revenu d'activité n'est pas soumis entièrement à l'impôt. Il conduit alors à un modèle de choix entre consommation et production de revenu imposable, qui rend légitime l'analyse de l'élasticité au taux marginal du revenu imposable.

En suivant Feldstein (1999), certaines catégories de revenus sont exonérées en totalité ou partiellement (par exemple les primes d'intéressement, sous réserve qu'elles soient bloquées pendant une certaine durée) et certaines catégories de dépenses sont déductibles du revenu. En notant I l'intéressement et D les dépenses déductibles (par exemple les dépenses d'amélioration des logements de rapport) et c les dépenses de consommation qui n'ouvrent droit à aucun avantage fiscal particulier, le programme se réécrit :

$$\text{Max}_{c,L,I,D} u(c,L,I,D)$$

sous la contrainte

$$c + I + D = w(1-L) - t.(w(1-L) - I - D) + R$$

qui se réécrit :

$$c = (1-t)(Y - D - I) + R \quad (CB)$$

avec $Y = w(1-L)$ le revenu global. Le revenu $z = Y - I - D$ qui apparaît soumis à l'impôt est donc le revenu d'activité dont ont été déduites les dépenses déductibles D et la part épargnée sous forme d'intéressement I .

Le bien dont la dépense n'est pas déductible est pris comme numéraire. Le prix relatif du loisir vis à vis de ce bien s'établit à $w(1-t)$. Celui des dépenses déductibles D ou de l'intéressement I , s'établit à $1-t$. Par conséquent, une variation du taux marginal est neutre sur le prix relatif entre le loisir et cet ensemble de dépenses ou épargne exonérée que représentent D et I . Elles peuvent donc être agrégées au loisir pour former un bien composite et être analysées conjointement. Dans ce cadre, le revenu $z = Y - I - D$ est le revenu imposable et l'arbitrage standard entre consommation et loisir devient le choix d'une combinaison de consommation (non déductible) et de revenu imposable z . La contrainte budgétaire se réécrit :

$$c - (1-t)z = R \quad (CB')$$

Le revenu avant impôt qui maximise l'utilité du consommateur sous contrainte budgétaire est alors une fonction $z^* \equiv z(1-t, R)$ qui dépend du taux marginal t et du revenu virtuel R . La variation marginale du revenu imposable consécutive à une modification fiscale s'écrit :

$$dz = \frac{\partial z}{\partial(1-t)}(-dt) + \frac{\partial z}{\partial R}(dR)$$

et peut se réécrire en faisant apparaître un effet de substitution et un effet de revenu, en utilisant la relation de Slutsky. Pour cela, on définit plusieurs grandeurs :

- ξ^u est l'élasticité non compensée du revenu au taux $(1-t)$, c'est-à-dire l'élasticité de l'offre marshallienne de revenu $z^* \equiv z(1-t, R)$ (le revenu qui maximise l'utilité sous contrainte budgétaire) ;



synthétique, une palette plus large de comportements concourant à la production du revenu. Dans ce modèle, l'arbitrage standard entre consommation et loisir devient alors le choix d'une combinaison de consommation (non déductible) et de revenu imposable z . Une variation de taux marginal d'imposition t y induit une

variation du revenu avant impôt qui maximise l'utilité du consommateur, et cette variation peut se décomposer en un effet de substitution et un effet revenu.

L'effet de substitution résulte du changement de « prix » relatif entre la consommation et l'offre

Encadré 1 (suite)

- ξ^c est l'élasticité compensée du revenu au taux $(1-t)$, c'est-à-dire l'effet sur l'offre de revenu d'une variation de $(1-t)$ compensée par une variation de R qui permet de maintenir le niveau d'utilité de l'agent. Elle correspond à l'effet pur de substitution, à utilité constante ;
- η est l'effet revenu : $\eta \equiv (1-t) \frac{\partial z}{\partial R}$.

Par l'équation de Slutsky, on a :

$$\xi^u \equiv \frac{1-t}{z} \cdot \frac{\partial z}{\partial(1-t)} = \frac{1-t}{z} \cdot \frac{\partial z}{\partial(1-t)} \Big|_U + (1-t) \cdot \frac{\partial z}{\partial R} \equiv \xi^c + \eta$$

Par conséquent, à un niveau de revenu avant impôt z , la réponse du revenu imposable aux variations de fiscalité s'écrit :

$$(1) \quad \frac{dz}{z} = -\xi^u \cdot \frac{dt}{1-t} + \eta \cdot \frac{dR}{z(1-t)} = -\xi^c \cdot \frac{dt}{1-t} + \eta \cdot \frac{dR - zdt}{z(1-t)}$$

Il faut noter qu'une bonne partie de la littérature empirique sur le sujet suppose que l'effet revenu est nul, $\eta = 0$. Dans ce cas, l'évolution du revenu imposable ne dépend que de l'évolution du taux marginal. L'hypothèse d'absence d'effet revenu est cependant forte et, dans cet article, nous lui préférons une autre hypothèse.

Pour formuler cette hypothèse, on part de la définition du revenu après impôt. En notant $T(z)$ le montant d'impôt pour un revenu imposable z , le revenu après impôt est par définition : $z - T(z) = z(1-t) + R$. Suite à une variation fiscale (dt, dR), la variation du revenu après impôt est la somme de la réaction mécanique $dR - zdt$ et de la réaction comportementale $(1-t)dz$. Le ratio que nous avons besoin d'approximer dans l'équation (1) peut alors se réécrire :

$$\frac{dR - zdt}{z(1-t)} = \frac{d(z - T(z))}{z - T(z)} \cdot \frac{z - T(z)}{z(1-t)} - \frac{dz}{z}$$

On fait ensuite l'approximation $(z - T(z)) / (z(1-t)) \approx 1$ qui est aussi faite par Gruber et Saez (2002) et les

articles qui leur font suite. Cette approximation est exacte pour les personnes ne payant pas d'impôt et redevient presque exacte pour les revenus très élevés. Elle est en revanche beaucoup plus fragile pour les revenus intermédiaires, notamment au début de chaque tranche d'imposition. En l'absence d'effet revenu, cette approximation ne serait pas nécessaire. Celle-ci est assez forte mais présente l'avantage de permettre de tester l'existence d'un effet revenu, plutôt que de supposer *a priori* que cet effet est nul. En notant T^M le taux moyen, on obtient dans ces conditions :

$$\frac{dR - zdt}{z(1-t)} = d(\ln(z - T(z))) - d(\ln(z)) = d(\ln(1 - T^M(z)))$$

D'où :

$$(2) \quad \frac{dz}{z} = -\xi^c \cdot \frac{dt}{1-t} + \eta \cdot d(\ln(1 - T^M(z)))$$

Par conséquent, si une modification du barème intervient entre la période 1 et la période 2, on obtient en intégrant la relation précédente :

$$(3) \quad \ln\left(\frac{z_2}{z_1}\right) = \xi^c \cdot \ln\left(\frac{1-t_2}{1-t_1}\right) + \eta \cdot \ln\left(\frac{1-T_2^M}{1-T_1^M}\right)$$

Cette équation définit l'évolution du revenu imposable suite à une modification du barème, et la décompose en un effet « de substitution », lié à l'évolution du taux de rétention marginal $1-t$, et un effet « revenu », lié à l'évolution de la part du taux de rétention moyen $(1 - T^M)$.

La spécification de l'effet revenu dans cette équation est fragile car dans le cas général la forme différentielle $(dR - zdt) / (z(1-t))$ n'est pas exacte. Elle n'a pas de primitive, ce qui rend une approximation nécessaire. Toute la littérature qui essaie de spécifier ce terme se heurte à ce problème. On peut déjà préciser que nos estimations conduiront à accepter l'hypothèse d'un effet revenu nul. On se ramènera donc à l'hypothèse posée *a priori* par de nombreuses études, mais il nous a paru préférable de la confirmer par un calcul approché, si approximatif soit-il, plutôt que de la postuler *ex ante*.

de revenu avant impôt. Une hausse du taux marginal renchérit la production de revenu par rapport à la consommation : c'est l'équivalent de l'effet désincitatif sur l'offre de travail, mais appliqué à un champ plus large d'actions générant du revenu avant impôt. Il est directement mesuré en évaluant comment le revenu imposable répond au taux de rétention marginal $1-t$, à utilité donnée. L'effet revenu résulte des variations d'utilité induites par celles du revenu après impôt : une hausse du taux marginal, à comportement inchangé, réduit le revenu après impôt et donc l'utilité, et conduit donc à une réaction comportementale pour soutenir le niveau d'utilité. Cet effet est plus complexe à formaliser que l'effet de substitution puisqu'il découle de l'ensemble du profil des taux marginaux en deçà du revenu courant, mais on peut l'approximer par une relation entre les variations du revenu imposable et celles du taux de rétention moyen². Au total, il découle donc de ce modèle simplifié une relation directement estimable entre les variations du revenu imposable et les variations des taux de rétention marginal et moyen auxquels fait face un contribuable (cf. encadré 1, équation 3).

Méthodes d'estimation de l'élasticité du revenu imposable au taux marginal

Les nombreuses modifications législatives de l'impôt fournissent généralement autant de variations exogènes des taux marginaux d'imposition, des expériences « naturelles », qui peuvent servir pour l'estimation de l'élasticité du revenu imposable au taux marginal. En observant les réactions du revenu imposable des contribuables concernés par des allègements ou des relèvements des taux marginaux du barème, il est possible d'en déduire une valeur de l'élasticité du revenu imposable. Malgré les nombreuses modifications de l'impôt sur le revenu survenues depuis trente ans, peu de travaux ont permis d'évaluer l'effet et l'efficacité de ces réformes, notamment parce qu'en dehors de Piketty (1999), qui n'avait accès qu'à des séries temporelles sur des données de revenus fiscaux agrégées par groupe de revenus, il n'existe pas d'estimation de l'élasticité du revenu imposable au taux marginal.

Les limites de l'identification sur données individuelles en coupe ou sur données agrégées

En l'absence de données individuelles longitudinales, seules des méthodes de différences entre groupes permettent d'estimer cette élasticité, mais elles se heurtent au fait que des données

en coupe ne permettent pas d'isoler les effets du cycle économique de ceux de la politique fiscale sur l'accroissement du revenu des différents groupes. Les revenus de différents groupes peuvent en effet évoluer pour bien d'autres raisons que les variations de la fiscalité : chocs et cycles macroéconomiques, tendances de moyen ou long terme d'évolution des revenus ou des inégalités, etc. Ne pas prendre en compte ces « autres » facteurs peut sérieusement biaiser l'estimation de l'élasticité du revenu imposable au taux marginal. Par exemple, les hauts revenus jouent un rôle primordial dans l'ampleur des effets agrégés de la politique fiscale, or ils sont particulièrement procycliques car composés dans des proportions supérieures à la moyenne de revenus de capitaux mobiliers, de revenus de professions non salariées ou de compléments de salaires (primes, intéressement, bonus) qui sont plus sensibles au cycle de l'activité économique. Piketty (1999) note que cette procyclicité « naturelle » est aggravée par la tendance à la procyclicité de la politique fiscale – avec des baisses de taux marginaux en haut de cycle, comme ce fut le cas par exemple aux États-Unis sous Reagan (1986), en France sous Chirac (1986-1987) et Jospin (2000-2003) ; et des hausses en bas de cycle, par exemple en France sous Mauroy (1981-1982) et au Royaume-Uni sous Brown (2009).

Pour tenter d'isoler les effets propres de la politique fiscale, il est donc nécessaire de comparer l'évolution du revenu imposable d'un groupe de contribuables dont le taux marginal a changé (groupe *test*) à celle d'un groupe de contribuables, si possible de caractéristiques proches (groupe de *contrôle*), dont le taux marginal n'a pas évolué de la même manière. Si les deux groupes ont des caractéristiques socio-économiques proches, on peut espérer que la conjoncture économique affecte de manière identique l'évolution de leur revenu imposable.

La validité de cette méthode de *double différence* consistant à faire la différence entre le taux d'évolution du revenu du groupe de contrôle et celui du groupe test repose cependant sur la possibilité de définir ces deux groupes. Piketty (1999) traite le problème grâce à la mise en place du plafonnement des avantages tirés du quotient familial (QF) en 1981, qui permet de construire, même au sein des hauts revenus, des groupes ayant fait face à des variations très différentes de taux marginal, en fonction de leur nombre

2. $1-T^M$, où T^M est le taux moyen d'imposition.

de parts fiscales. La seule hypothèse nécessaire à l'identification est alors que les effets de la conjoncture macroéconomique ne dépendent pas du nombre de parts de quotient, mais uniquement de la date et du niveau du revenu.

Plutôt recourir à des données de panel : avantages et inconvénients

Dans cet article, l'estimation repose sur l'utilisation de données de panel (cf. encadré 2) et suit donc une autre stratégie. L'avantage des données de panel est de pouvoir observer chaque contribuable sur deux années consécutives au moins, alors qu'avec les données en coupe répétée ce sont les groupes de contribuables que l'on observe sur deux années consécutives au moins. Les données de panel offrent la possibilité de faire reposer l'estimation sur une modélisation économétrique plus satisfaisante du point de vue microéconomique. L'observation des contribuables sur deux années successives permet de disposer d'un prédicteur du revenu déclaré en l'absence de modification fiscale, à travers le revenu

imposable de l'année antérieure. Si ce revenu antérieur est un bon prédicteur, il permet de bien approcher la variation « exogène » de taux marginal que va connaître le foyer sous la seule action de la réforme fiscale, cette variation rendant possible l'identification de l'élasticité du revenu au taux marginal.

Cependant, comme pour les données en coupe, il est nécessaire d'éliminer d'éventuelles tendances « naturelles » d'évolution des inégalités de revenus, c'est-à-dire des sources d'évolution de nature non fiscale. Or, sur la période 1998-2004, les hauts revenus ont progressé à un rythme très soutenu en comparaison des autres catégories³ (cf. graphique I), si soutenu qu'il paraît difficile de l'attribuer uniquement aux baisses de taux marginaux, d'où l'importance de bien traiter ce problème en contrôlant par le niveau initial de revenu. Une autre raison de bien contrôler par ce niveau initial de revenu est le phénomène de *régression*

3. Voir Landais (2007), Solard (2010).

Encadré 2

UN ÉCHANTILLON ORIGINAL DE DECLARATIONS FISCALES COUVRANT LA PERIODE 1997-2004

Les données utilisées proviennent de plusieurs échantillons annuels de 500 000 déclarations fiscales sélectionnés par l'administration fiscale (DGFIP) et stratifiés de manière à sélectionner exhaustivement les contribuables déclarant des revenus imposables supérieurs à 175 000€. Les données, anonymisées, regroupent l'ensemble des variables déclarées par les contribuables dans la déclaration « 2042 » et permettent donc de disposer des niveaux et de la composition des revenus, de la composition familiale, du statut matrimonial, des dépenses déductibles du revenu imposable et de celles ouvrant droit à réductions et crédits d'impôt.

Les échantillons sont des coupes répétées, chacun étant tiré indépendamment de ceux des années précédentes. Compte tenu de cette procédure d'échantillonnage, il n'est pas possible de combiner les différentes années pour obtenir des données de panel couvrant des contribuables sur l'ensemble de la distribution de revenus, contrairement à la méthodologie d'Auten et Carroll (1999). Toutefois, les données relatives aux revenus perçus l'année n contiennent quelques variables relatives à l'année $n-1$, en particulier le niveau de revenu imposable. Elles permettent aussi de reconstituer la composition familiale de l'année antérieure et donc de calculer l'impôt dû en $n-1$ et le taux marginal appliqué aux revenus antérieurs, sauf

lorsque les modifications de législations portent sur des règles d'assiette. Il n'est en effet pas possible de distinguer les différents types de revenus perçus l'année $n-1$. Par conséquent, des modifications fiscales portant sur certains types de revenus (suppression d'abattement sur les salaires, suppression de mécanisme d'avoir fiscal sur les dividendes), ne peuvent être reconstituées.

En comparant seulement l'évolution sur deux années, les données utilisées ne permettent cependant pas de tenir compte des effets de « timing » qui sont un élément important d'optimisation fiscale, notamment pour les revenus de capitaux mobiliers ou les compléments de rémunérations variables. Goolsbee (2000a) montre par exemple que les contribuables américains concernés par le relèvement du taux marginal supérieur de l'impôt fédéral sur le revenu aux États-Unis en 1993 avaient massivement réalisé leurs plus-values (qui sont soumises au barème progressif) en 1992, dès l'annonce de la réforme. Plus près de nous et dans un autre domaine, l'inscription en loi de finances pour 2011 de la suppression du crédit d'impôt sur les intérêts d'emprunt pour la résidence principale et l'allègement du dispositif Scellier ne sont sûrement pas étrangers à l'accroissement spectaculaire du crédit à l'habitat enregistré par la Banque de France en décembre 2010.

vers la moyenne : les contribuables disposant d'un revenu z élevé en période n ont généralement des baisses de revenus en période $n+1$ parce que beaucoup d'entre eux ont un revenu élevé du fait de chocs transitoires, ce qui crée une corrélation négative entre le niveau de revenu et ses variations.

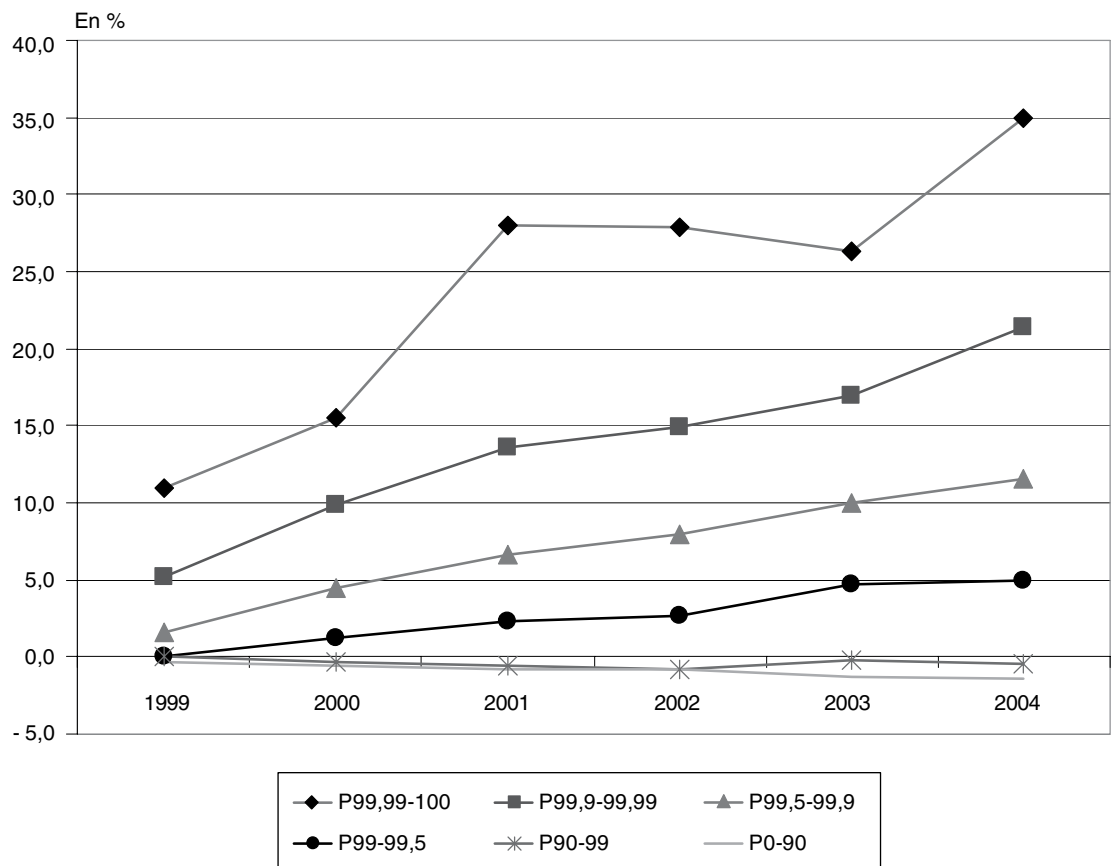
Lorsqu'un seul changement de fiscalité est disponible, comme c'est le cas pour de nombreuses études, l'identification ne résiste pas bien à l'introduction d'un riche ensemble de variables pour contrôler par le niveau de revenu de première période. Il est donc particulièrement utile de pouvoir s'appuyer sur des données couvrant une période où plusieurs modifications de fiscalité ont eu lieu, affectant différemment les taux marginaux en plusieurs points de la distribution des revenus.

Par ailleurs, une autre difficulté spécifique aux données de panel complique l'identification⁴.

La *progressivité* de l'impôt sur le revenu introduit une corrélation positive entre augmentation du revenu et augmentation du taux marginal : un choc positif de revenu peut faire passer le contribuable dans une tranche supérieure et a donc un impact sur le taux marginal d'imposition créant ainsi une corrélation positive mécanique entre variation de revenu et variation de taux marginal. Dans notre article, la stratégie retenue consiste à instrumenter le taux de rétention effectif d'un contribuable de l'année $n+1$, c'est-à-dire celui qui résulte de l'application de la législation fiscale de l'année $n+1$ aux revenus $n+1$, par le taux de rétention à législation fiscale $n+1$ qui s'appliquerait aux revenus de l'année n ajusté uniquement du taux d'inflation entre ces deux dates⁵. Cette stratégie d'estimation est

4. Saez et al. (2012) proposent une discussion formalisée des difficultés d'identification sur les différents types de données : séries temporelles, coupes répétées ou données de panel.

Graphique I
Écart de croissance entre le revenu imposable moyen de différents groupes et le revenu imposable moyen de l'ensemble de la population



Lecture : entre 1998 et 2004, la part dans la masse totale des revenus des revenus imposables des foyers situés dans le dernier dix-millième de la distribution des revenus (P99,99-100) a progressé de près de 35 %.

Champ : foyers fiscaux, France.
Source : échantillon « 500 000 déclarations » Revenus 1998 à 2004, DGFIP, calculs des auteurs.

celle appliquée par Auten et Carroll (1999), et Gruber et Saez (2002).

Pour résumer, la stratégie retenue consiste à estimer la relation (3) (cf. encadré 1) entre l'évolution du revenu et celles des taux d'imposition marginaux et moyens. La modélisation contrôle les effets de l'évolution des inégalités et le phénomène de régression vers la moyenne en introduisant le revenu antérieur sous une forme fonctionnelle assez riche (cf. encadré 3) et l'estimation corrige l'endogénéité des variations des taux marginaux et moyens, liée à la

progressivité de l'impôt, en instrumentant les variations observées des taux marginaux et des taux moyens par les variations qui auraient eu lieu sous le seul effet des modifications de fiscalité. L'estimateur utilisé est donc un estimateur à variables instrumentales.

5. D'autres facteurs d'actualisation que le taux d'inflation auraient pu être retenus : croissance du PIB/tête, des salaires ou du revenu disponible des ménages. Le choix du taux d'inflation est lié au fait que les seuils de tranche du barème de l'IR sont généralement indexés sur l'inflation.

Encadré 3

IDENTIFICATION ET MÉTHODES D'ESTIMATION

On estime les paramètres d'intérêt que sont l'élasticité compensée ξ^c et l'effet revenu η à partir des données portant sur les revenus de 1997 à 2004, en utilisant un estimateur à variables instrumentales. Nos instruments sont ceux employés couramment dans la littérature internationale sur ce sujet (par exemple par Gruber et Saez (2002), ou Auten et Carroll (1999)). On en dispose de deux, correspondant aux deux variables endogènes que sont les différences logarithmiques du taux de rétention marginal et du taux de rétention moyen :

$$\ln \frac{1-t_2(z_2)}{1-t_1(z_1)} \text{ et } \ln \frac{1-T_2^M(z_2)}{1-T_1^M(z_1)}$$

Le modèle est donc juste identifié, et l'estimateur à variables instrumentales est l'estimateur des doubles moindres carrés.

Les deux instruments reposent d'abord sur l'idée que le revenu fiscal de l'année 1 inflaté par le taux d'inflation entre les années 1 et 2, noté z_2^e , est un bon prédicteur du revenu qu'aurait eu le ménage l'année 2, en l'absence de réforme de la fiscalité. On calcule alors le taux marginal et le taux moyen d'impôt à payer qu'aurait eus le ménage avec ce revenu z_2^e et le système fiscal de l'année 2, compte également tenu de l'évolution de son nombre de parts : $t_2(z_2^e)$ et $T_2^M(z_2^e)$. Les deux instruments sont alors $\ln \frac{1-t_2(z_2^e)}{1-t_1(z_1)}$ et $\ln \frac{1-T_2^M(z_2^e)}{1-T_1^M(z_1)}$.

Ces deux variables sont supposées être de bons instruments car corrélées avec les variables endogènes, grâce aux variations du barème, et décorréélées avec le résidu de l'équation d'évolution du revenu $\ln(z_2 / z_1)$, car z_2^e ne dépend pas des chocs idiosyncratiques pouvant affecter l'évolution du revenu entre les deux années, ni des réactions du ménage aux variations de fiscalité.

Dans une première étape, on régresse par les MCO nos deux variables endogènes sur les deux instruments et les autres variables exogènes du modèle, on récupère les projections des endogènes, puis dans une seconde étape on régresse $\ln(z_2 / z_1)$ sur les projections des variables endogènes et les autres variables explicatives exogènes. Ces autres variables

explicatives sont des indicatrices annuelles, des variables d'âge, de statut matrimonial, de revenu dominant, ainsi que des fonctions du revenu initial z_1 pour essayer de tenir compte des phénomènes de régression vers la moyenne et d'évolution différenciée « naturelle » des revenus selon le niveau initial (par exemple, le phénomène d'accroissement des inégalités). On utilise en pratique le logarithme de ce revenu initial, et dans les versions plus élaborées un *spline* de ce logarithme, un *spline* étant une fonction linéaire par morceaux.

Soulignons que la variable z_2^e n'apporte en tant que telle pas de variation exogène, puisqu'elle dépend de manière déterministe du revenu précédent z_1 et du taux d'inflation entre deux années (et donc des indicatrices annuelles). Si les deux paramètres d'intérêt sont identifiés, c'est grâce à deux hypothèses. La première hypothèse est une « restriction d'exclusion », selon laquelle certaines variables affectant le taux moyen et le taux marginal n'ont pas d'impact direct sur le taux de croissance du revenu. Ici ce sont les variables entrant dans le calcul du nombre de parts ou influençant le plafonnement lié au quotient familial, mais qui ne concernent pas le statut matrimonial, par exemple le nombre d'enfants. Cette exclusion pourrait éventuellement être contestée. Dans ce cas, l'identification repose sur une hypothèse de « restriction de forme fonctionnelle » : les instruments $\ln \frac{1-t_2(z_2^e)}{1-t_1(z_1)}$ et $\ln \frac{1-T_2^M(z_2^e)}{1-T_1^M(z_1)}$ ne sont pas colinéaires avec les variables

servant de contrôles dans nos spécifications linéaires (notamment les indicatrices annuelles et le *spline* en $\ln(z_1)$). Cette hypothèse est très crédible car le barème est constant par morceaux et les réformes ont touché de manières différentes, dans le temps et dans la distribution des revenus, les ménages. Mais elle implique une certaine limite aux combinaisons possibles entre variables de contrôle. Il faut noter que ceci est aussi vrai pour les nombreux articles de la littérature internationale utilisant ces instruments, aux particularités des régimes fiscaux près.

La suite de l'article explicite les deux réformes fiscales, ayant eu lieu sur la période 1998-2004, qui constituent les sources de variation des taux marginaux et d'identification de l'élasticité.

Le calcul de l'impôt sur le revenu depuis la fin des années 90 : des réformes fiscales, sources de variation et d'identification

Les règles de calcul de l'impôt sur le revenu ont été profondément remaniées depuis la fin des années 1990. Ces modifications portent sur des variations des taux nominaux du barème mais également souvent sur des modifications d'assiettes ou de règles de calcul.

Diminution du plafond du quotient familial

Le plafond des avantages du quotient familial a été significativement abaissé entre 1997 et 1998 passant de 16 380 FF à 11 000 FF. Cette mesure a conduit certains groupes de contribuables à subir des hausses importantes de taux marginal alors que les taux du barème n'ont pas été modifiés

(cf. graphique II). Par exemple, les célibataires avec un enfant à charge ont été affectés par la baisse du plafond pour des revenus imposables autour de 200 000 FF. Leur taux marginal est passé de 33 % à 43 %, tandis que les couples avec deux enfants n'ont pas été affectés à ce niveau de revenu imposable.

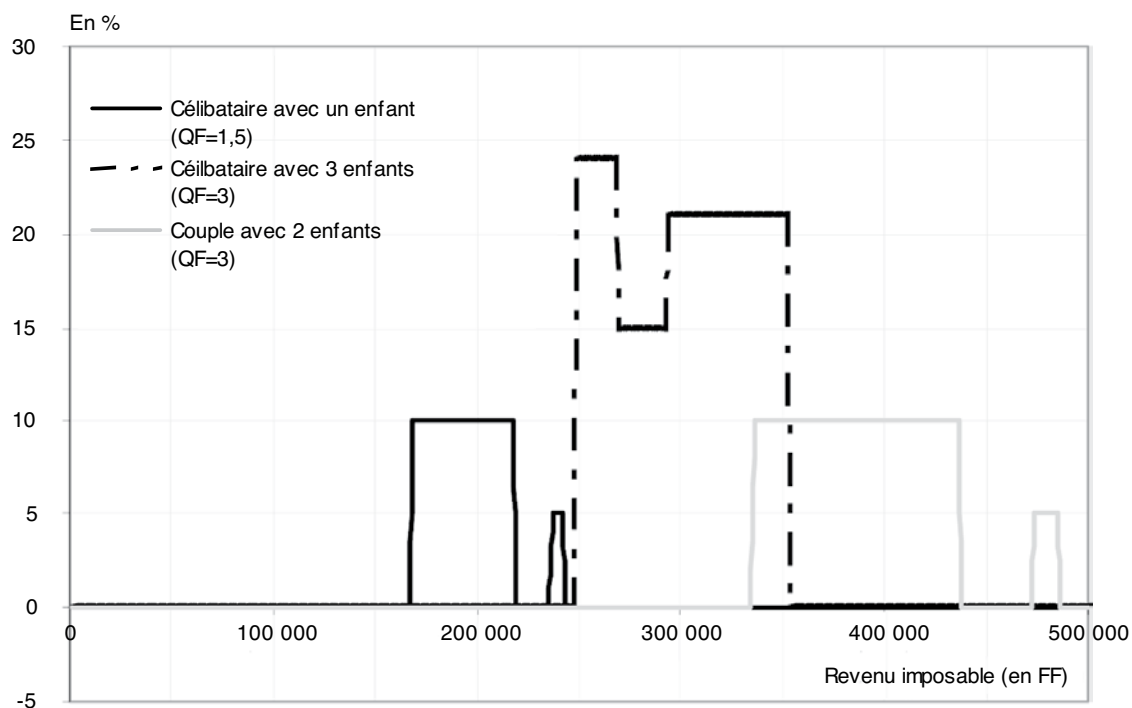
D'un point de vue économétrique, l'avantage de cette réforme est qu'elle permet d'avoir des différences de variations de taux marginal pour des contribuables disposant de revenus imposables par part assez élevés. Elle fournit donc une source d'identification de l'élasticité pour des contribuables aisés.

Baisses successives des taux du barème entre 2000 et 2003

Les taux du barème ont été progressivement abaissés entre l'imposition des revenus 2000 et celle des revenus 2003, tout en conservant le nombre de tranches et les seuils les délimitant. Ces baisses de taux entre 2000 et 2003 ont concerné de manière différenciée, dans le temps

Graphique II
Impact de la baisse du plafond entre 1997 et 1998 sur le taux marginal de trois classes de quotient familial en fonction du niveau du revenu imposable

Variations en pts de %



Lecture : les foyers fiscaux composés d'un célibataire (1 part) et d'un enfant (1/2 part) et déclarant un revenu imposable de 200 000 FF en 1997 et en 1998 ont connu une hausse de leur taux marginal d'imposition de 10 points.
Source : simulation des auteurs.

et entre niveaux de revenu, tous les niveaux de revenu (cf. graphique III).

Jointes au fait que le plafonnement du quotient familial n'a pas évolué entre 2000 et 2003 en euros constants, ces variations du barème ont pu conduire à des différences significatives de baisse de taux marginal pour des contribuables de niveaux de ressources très proches, mais de parts de quotient différentes. Cependant, le plafonnement n'entraîne des conséquences que pour les contribuables dont les niveaux de revenu imposable sont autour de 21 500 € par part fiscale.

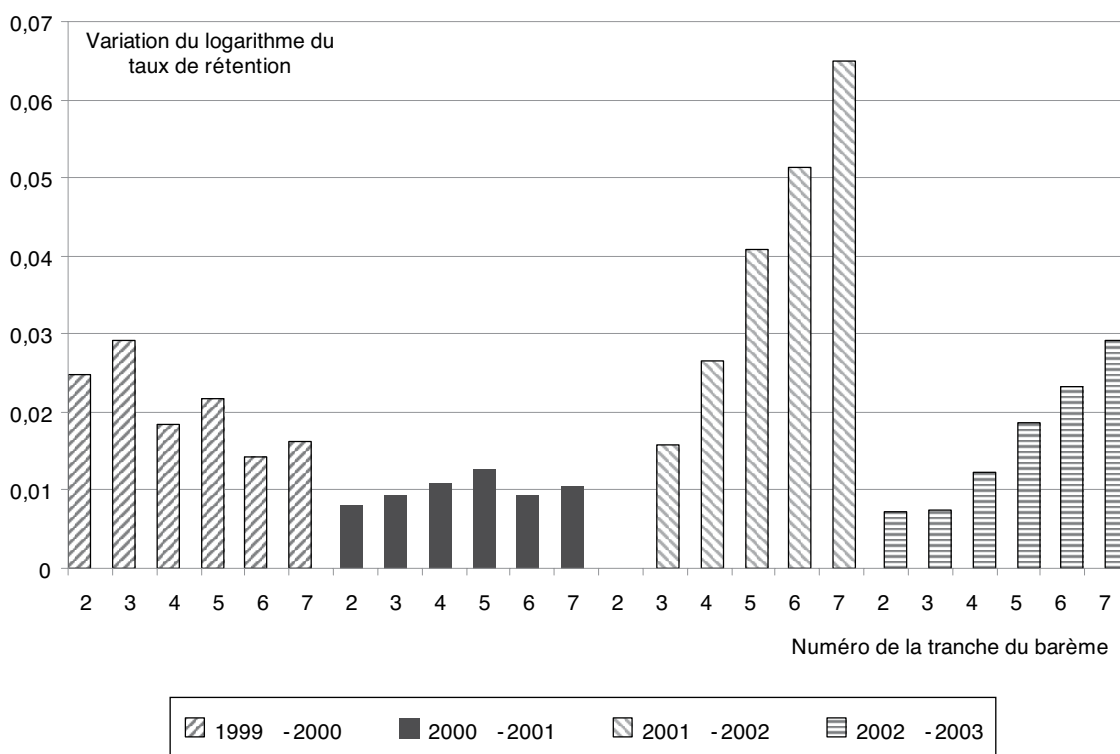
L'interaction entre les deux mécanismes est illustrée sur la baisse de taux entre l'imposition des revenus 2002 et l'imposition des revenus 2003 (cf. tableaux 1 et 2). Considérons trois célibataires avec un enfant (1,5 part fiscale) disposant d'un revenu net imposable de 31 500 € (en euros constants), 32 250 € et 33 000 €. En considérant que l'évolution des seuils de tranches entre 2002 et 2003 ne reflète que l'inflation, on leur applique les deux barèmes

correspondant à ces deux années : il s'avère que certains de ces contribuables ont eu des variations de taux marginal beaucoup plus favorables que d'autres car la baisse des taux du barème les a conduit à ne plus être plafonnés.

Conclusion sur les sources de variation

La période d'estimation couvre les revenus perçus entre 1997 à 2004. Les modifications législatives de l'impôt sur cette période constituent bien des « expériences naturelles » adéquates pour mesurer l'élasticité du revenu imposable aux variations du taux marginal, et assurent une cohérence temporelle du concept d'élasticité en ne touchant pas à l'assiette. Cependant, une limite des données est que pour la population des très hauts revenus, ces mesures ont entraîné des variations dans le temps, mais quasiment identiques pour tous les contribuables au sein de ce groupe, qui représente a priori la partie de la population la plus susceptible de réagir aux variations de la fiscalité. Les différences de variations au sein de ce groupe sont très faibles car elles sont simplement portées par les rares

Graphique III
Évolution du logarithme du taux de rétention marginal (1 – taux marginal) en fonction de la tranche du barème entre 1999 et 2003



Lecture : la variation entre 2001 et 2002 du logarithme du taux de rétention ($\ln(1 - t_{2002}) - \ln(1 - t_{2001})$) pour un ménage appartenant les deux années à la 6^{ème} tranche est égale à 5,1 %.
Source : calculs des auteurs.

ménages ayant tellement d'enfants qu'ils ne sont pas touchés par le plafonnement du quotient familial.

Enfin, même si nous avons à notre disposition les données sur les revenus perçus en 2005 et 2006, nous les avons exclues de l'estimation. En effet, entre l'imposition des revenus 2004 et celle des revenus 2005, le mécanisme de l'avoir fiscal a été remplacé par un mécanisme de demi-base pour l'imposition des dividendes, ce qui a modifié l'assiette de taxation des dividendes, et donc par extension celle du revenu. Enfin, une réforme profonde du barème a été mise en place avec la loi de finances 2007. Le barème appliqué aux revenus 2006 est passé de sept à cinq tranches, et l'abattement de 20 % sur les salaires a été supprimé. Comme pour la réforme de l'avoir fiscal, cette réforme a modifié l'assiette de taxation du revenu, ce qui impliquerait que le concept d'élasticité ne serait pas homogène sur la période 1998-2006 si ces deux

réformes étaient utilisées dans l'estimation (voir sur ce thème Kopczuk (2005)).

Une élasticité de court terme plutôt faible en population totale...

Les estimations ont été menées avec l'estimateur des doubles moindres carrés. Deux jeux de pondérations sont utilisés. Le plus naturel est d'appliquer les poids de sondage. Ces configurations permettent notamment de juger de la significativité des coefficients, et en particulier de l'effet revenu. Cependant, avec ce jeu de pondération, l'élasticité compensée estimée ne représente pas l'effet de substitution agrégé lié à un changement de taux marginal. Celui-ci s'obtient en estimant le même modèle en pondérant par les poids de sondage multipliés par les revenus (cf. encadré 4), qu'on appelle « poids FIPU » (lié à l'effet sur les Finances Publiques). Les poids de sondage ne sont appliqués qu'à un des modèles

Tableau 1
Borne inférieure et taux marginal des tranches des barèmes de 2002 et 2003

Tranche		2	3	4	5	6	7
2002	Borne inférieure (€ de 2002)	4191	8242	14506	23489	38218	47131
	Taux	0,075	0,1974	0,2914	0,3854	0,4394	0,4958
2003	Borne inférieure (€ de 2003)	4262	8382	14753	23888	38868	47932
	Taux	0,0683	0,1914	0,2826	0,3738	0,4262	0,4809

Lecture : en 2002, la deuxième tranche commençait à 4191 euros, finissait à 8242 euros et son taux marginal d'imposition était de 7,5 %.
Source : barème de l'impôt sur le revenu.

Tableau 2
Variation de taux marginal entre 2002 et 2003 pour trois contribuables célibataires (1,5 part) de niveau de revenu proche

	Célibataire (1,5 part)		
	21000	21500	22000
Revenu imposable par part	21000	21500	22000
Revenu imposable	31500	32250	33000
Impôt 2002	5081	5299	5518
Impôt sans enfant (2002)	7162	7451	7740
Plafonné (oui/non)	non	oui	oui
Taux marginal (2002)	29,14%	38,54%	38,54%
Impôt 2003	4899	5111	5323
Impôt sans enfant (2003)	6928	7208	7488
Plafonné (oui/non)	non	non	oui
Taux marginal (2003)	28,26 %	28,26 %	37,38 %
Variation de taux marginal (en pts de %)	- 0,88 %	- 10,28 %	- 1,16 %
Variation du logarithme du taux de rétention	1,23 %	15,47 %	1,87 %

Lecture : entre 2002 et 2003, le taux marginal d'un célibataire avec un enfant à charge de revenu imposable égal à 32250 euros est passé de 38,54 % à 28,26 %.
Source : calcul des auteurs

LE TAUX OPTIMAL D'IMPOSITION DE LA DERNIÈRE TRANCHE

Dans le cadre développé par Saez (2001), l'État prélève des impôts sur le revenu uniquement (les biens de consommation ne sont pas taxés) à l'aide d'un barème dont le taux supérieur t^* est constant à partir d'un niveau de revenu imposable \underline{z} . Pour dériver le taux optimal, trois effets des variations de taxe doivent être pris en compte.

Un effet mécanique sur les recettes fiscales

Le premier effet est mécanique et traduit la variation des recettes fiscales suite à une variation du taux supérieur d'imposition, à comportements économiques inchangés. Un accroissement dt du taux supérieur conduit à un surcroît de recettes de $(z - \underline{z}) \cdot dt$ pour chaque contribuable disposant de revenus supérieurs à \underline{z} . En normalisant la taille de cette population de contribuables à 1 et en notant z_M le revenu imposable moyen dans cette population, le surcroît total de recette s'écrit :

$$M = (z_M - \underline{z}) \cdot dt$$

Un effet sur les comportements des agents

Le deuxième correspond à l'effet comportemental décrit plus haut dans le modèle de choix de production de revenu imposable. Le changement de fiscalité se décompose selon ce modèle comme une variation dt du taux et une variation $dR = \underline{z} dt$ du revenu « virtuel ». Par conséquent, les contribuables modifient leur revenu imposable du montant suivant :

$$\begin{aligned} dz &= -\frac{\partial z}{\partial(1-t)} dt + \frac{\partial z}{\partial R} dR \\ &= -(\xi^u z - \eta z) \cdot \frac{dt}{1-t} \end{aligned}$$

La baisse totale des recettes fiscales due à cet effet comportemental est la somme des réactions tdz sur l'ensemble de la population de contribuables concernés. L'effet comportemental agrégé s'obtient en intégrant cette équation sur l'ensemble de la distribution des revenus, de densité $h(z)$. En notant alors

$$\bar{\xi}^u = \left(\int_{\underline{z}}^{\infty} \xi^u(z) z h(z) dz \right) / z_M$$

la moyenne pondérée des élasticités non compensées sur la population des contribuables aisés, (le terme d'élasticité $\xi^u(z)$ à l'intérieur de l'intégrale étant l'élasticité des contribuables disposant d'un revenu z) et

$$\bar{\eta} = \int_{\underline{z}}^{\infty} \eta(z) h(z) dz$$

l'effet revenu moyen des contribuables aisés, l'effet comportemental s'écrit donc :

$$B = -(\bar{\xi}^u z_M - \bar{\eta} \underline{z}) \cdot \frac{tdt}{1-t}$$

Il faut noter que les pondérations utilisées pour calculer les effets moyens $\bar{\xi}^u$ et $\bar{\eta}$ ne sont pas les mêmes, ce qui justifie d'évaluer le premier en modulant les poids de sondage par les revenus dans les régressions, et en ne pondérant que par les poids de sondage pour le deuxième. Il faut également noter que l'effet comportemental B ne concerne que les recettes de l'impôt sur le revenu dans cet article. Il ne tient pas compte de l'effet d'une variation de z sur d'autres assiettes de taxation qui lui seraient corrélées (on peut penser par exemple aux cotisations et contributions sociales, voire à la TVA). Le cadre de l'article se restreint à l'optimisation des seules recettes de l'impôt sur le revenu et non de l'ensemble des prélèvements obligatoires sur les ménages.

Un effet sur le bien être dans l'économie

Le troisième effet dépend des préférences sociales pour la redistribution qui s'expriment à travers les poids accordés à l'utilité des différents contribuables dans la fonction de bien-être social. Plus exactement, on caractérise ces préférences par un paramètre \bar{g} qui mesure la valeur relative que l'on donne à un euro supplémentaire de consommation des contribuables dont le revenu dépasse \underline{z} , comparé à un euro supplémentaire de recettes fiscales / dépenses publiques ou de consommation du contribuable moyen. Saez (2001) démontre que la perte totale de bien-être de ces contribuables suite à une augmentation du taux supérieur d'imposition s'élève à $\bar{g} \cdot M$.

A l'optimum, ces trois effets s'annulent mutuellement et le taux optimal d'imposition doit donc vérifier la condition suivante :

$$\frac{t}{1-t} = \frac{(1-\bar{g}) \cdot \left(\frac{z_M}{\underline{z}} - 1 \right)}{\bar{\xi}^u \cdot \frac{z_M}{\underline{z}} - \bar{\eta}}$$

D'après les estimations menées, l'effet revenu est négligeable ($\bar{\eta} = 0$). On se restreint donc à ce cas. Le taux optimal d'imposition est alors :

$$t = \frac{1-\bar{g}}{1-\bar{g} + a \bar{\xi}^c}$$

avec :

$$a = \frac{1}{1 - \frac{\underline{z}}{z_M}}$$

En particulier, lorsque le législateur cherche uniquement à maximiser les recettes fiscales, $\bar{g} = 0$, d'où :

$$t = \frac{1}{1 + a \bar{\xi}^c}$$



présentés par la suite (y compris dans ses déclinaisons par groupe), tandis que les poids FIPU sont appliqués à tous les autres modèles.

L'élasticité compensée de court terme estimée à partir des sources fiscales sur la période 1998-2004 apparaît très faible en population totale, et ce quelle que soit la spécification retenue (cf. tableau 3). Le modèle 1 ne contrôle pas du niveau initial de revenu et on peut dès lors supposer que le phénomène de régression vers la moyenne est assez fort. En contrôlant de manière très simplifiée du niveau de revenu initial (modèle 2), l'effet de substitution mesuré par l'élasticité compensée augmente légèrement, mais reste particulièrement

faible, avec une valeur de 0,02. Un ensemble de variables de contrôle plus riche (modèles 3 et 4) ne modifie pas cette estimation. Dans ces spécifications, l'effet revenu est soit significatif et négatif, soit non-significatif. L'effet revenu doit cependant être estimé en pondérant les observations uniquement par leur poids de sondage. Ceci est dû au fait que l'effet revenu $\eta \equiv (1-t) \partial z / \partial R$ donne directement l'effet absolu d'une variation marginale de la charge fiscale sur le revenu imposable, contrairement à l'élasticité compensée, qui en donne une variation relative. Par conséquent, la variation de recettes fiscales liée à l'effet revenu n'a pas à être pondérée par les revenus, tandis que celle liée à l'effet de substitution doit l'être.

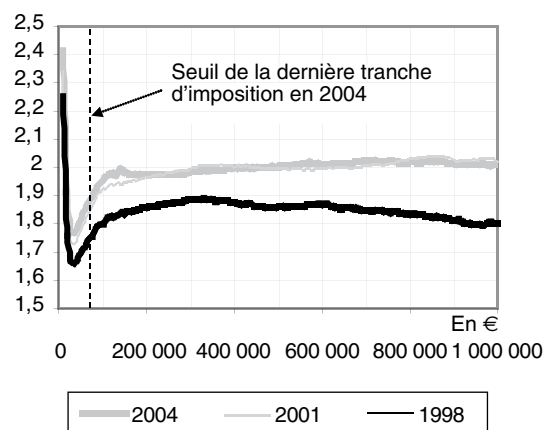
Encadré 4 (suite)

Dans un cadre avec plusieurs prélèvements, c'est aussi le taux qui maximise les recettes de l'impôt sur le revenu sur la tranche supérieure. Il s'agit de la formule qui sera appliquée dans le texte. En pratique, comme les distributions de revenus sont

généralement bien approchées par des lois de Pareto, le rapport z_M / z est en fait constant, au moins au-delà d'un certain niveau de revenu. Pour une distribution de Pareto de paramètre $a > 1$, le rapport en question vaut $a / (a - 1)$.

Graphique

Ratio z_M / z de la distribution du revenu imposable en France entre 1998 et 2004



Source : Échantillon « 500 000 déclarations », DGFIP, calculs des auteurs.

Champ : France, foyers fiscaux.

Lecture : pour chaque niveau de revenu imposable, on calcule la moyenne des revenus imposables supérieurs ou égaux à ce niveau. La courbe représente le rapport entre z_M et z .

Sur les données fiscales utilisées dans cet article, le rapport devient constant aux alentours de la dernière tranche d'imposition et fluctue entre 1,8 et 2 d'une année à l'autre (cf. graphique ci-dessus). Par conséquent, la distribution des hauts revenus en France peut être assez bien représentée par une loi de Pareto de paramètre compris entre 2 et 2,25, soit une distri-

bution relativement comparable à celle des États-Unis au milieu des années 1990 (Saez, 2001) et plus « fine » qu'au Royaume-Uni au milieu des années 2000, dont le paramètre de Pareto était plutôt évalué autour de 1,8 (Brewer *et al.*, 2008), ce qui traduit un degré d'inégalité plus fort. Le taux supérieur d'imposition optimal décroît avec la valeur de ce paramètre.

Tableau 3

Résultats en population totale (estimation par doubles moindres carrés)

	Modèle 1		Modèle 2		Modèle 3		Modèle 4		Modèle 5		Modèle 6	
	Pas de contrôles de la régression vers la moyenne		Contrôle de la régression vers la moyenne (log(z1))		Contrôle pour la régression vers la moyenne et variables socio-démo		Contrôle pour la régression vers la moyenne yc trends et variables socio-démo		Pondération de sondage		Sans effet revenu, pondération Fipu	
Constante	- 0,08	< 0,0001	0,39	< 0,0001	0,63	< 0,0001	0,00	0,97	0,20	0,06	- 0,01	0,94
Elasticité compensée	0,01	0,00	0,02	< 0,0001	0,02	< 0,0001	0,02	0,00	0,01	0,00	0,02	0,00
Effet revenu	- 1,96	< 0,0001	- 0,41	< 0,0001	- 0,24	< 0,0001	0,05	0,30	0,09	0,16	-	-
log(revenu)	-	-	- 0,05	< 0,0001	- 0,07	< 0,0001	- 0,15	< 0,0001	- 0,13	< 0,0001	- 0,15	< 0,0001
Âge	-	-	-	-	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001
Âge²	-	-	-	-	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001
Célibataire	0,04	< 0,0001	0,04	< 0,0001	- 0,02	< 0,0001	- 0,02	< 0,0001	- 0,03	< 0,0001	- 0,02	< 0,0001
Divorcé	0,03	< 0,0001	0,04	< 0,0001	- 0,01	< 0,0001	- 0,01	< 0,0001	- 0,01	< 0,0001	- 0,01	< 0,0001
Marié	0,05	< 0,0001	0,09	< 0,0001	0,06	< 0,0001	0,06	< 0,0001	0,04	< 0,0001	0,06	< 0,0001
Revenu dominant	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Salaires (réf.)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Pensions	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Bïc	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Bnc	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Ba	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Fonciers	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Capitaux mobiliers	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
- Divers	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Spline (en log revenu)	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Indicatrices temporelles	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

Lecture : en contrôlant des effets du niveau initial de revenu, d'éventuelles différences de trends de croissance des revenus entre groupes de revenu, et de caractéristiques d'âge et de types de revenus, le modèle 5 indique que l'élasticité compensée du revenu imposable au taux de rétention vaut 0,01 avec une significativité très élevée (la p-value est strictement inférieure à 0,0001, colonne de droite en italique) : une hausse de 1 % du taux de rétention se traduit par une hausse de 0,01 % du revenu imposable de l'ensemble de la population. L'effet revenu est quant à lui non significatif à 10 % (p-value de 0,16)

Champ : foyers fiscaux France entière (revenus 1998-2004), déclarant un revenu imposable non nul l'année n-1, dont le revenu imposable l'année n est situé au-dessus du 10^{ème} centile de la distribution pour l'année n, et dont le nombre de parts fiscales est constant entre l'année n-1 et l'année n.

Source : DGFIP, échantillons « 500 000 déclarations », calculs des auteurs.

Or avec les poids de sondage (modèle 5), l'effet revenu reste non significatif. Ainsi, nos résultats suggèrent une absence d'effet revenu. En population totale, l'élasticité (compensée et totale) est alors très faible, de l'ordre de 0,02 (modèle 6), lorsque le revenu initial et les tendances d'évolution des revenus sont correctement pris en compte.

Il apparaît donc que la sensibilité du revenu imposable aux variations du taux marginal d'imposition est bien moins importante en France qu'aux États-Unis, même en comparaison des résultats de Gruber et Saez, qui trouvent une élasticité en population totale proche de 0,4, ce qui est déjà dans la fourchette basse des estimations pour les États-Unis. Plusieurs raisons peuvent expliquer cette différence. Les données de Gruber et Saez couvrent la période 1979-1990 au cours de laquelle deux baisses d'impôt importantes⁶ (en 1981 et en 1986) ont eu lieu aux États-Unis. La réforme de 1981 a abaissé le taux supérieur d'imposition du barème fédéral de 70 % à 50 % et le taux inférieur de 14 % à 11 %. La deuxième réforme de 1986 a diminué drastiquement le nombre de tranches d'imposition, abaissé le taux supérieur d'imposition de 50 % à 28 %, et augmenté le taux inférieur de 11 % à 15 %. Les baisses de taux marginaux sur lesquelles s'appuient Gruber et Saez pour leur estimation sont donc incomparablement plus fortes, notamment sur les hauts revenus, que celles qui ont eu lieu en France entre 1998 et 2004.

D'autre part, le revenu imposable aux États-Unis est plus facilement modifiable que le revenu imposable en France : en France, la plupart des dépenses fiscales prennent la forme de réductions ou de crédits d'impôt, les dépenses de consommation directement déductibles du revenu sont rares. C'est l'inverse aux États-Unis. Par conséquent, il est possible que nous mesurons plus des comportements réels alors que Gruber et Saez peuvent capter une part plus importante de comportements d'optimisation. Or aux États-Unis, il est avéré que ces derniers sont plus sensibles à la fiscalité (Goolsbee, 2000b ; Gordon et Slemrod, 2000). Gruber et Saez proposent d'ailleurs des estimations de la sensibilité d'un revenu plus large que le revenu imposable aux variations du taux marginal (*broad income*) et ne trouvent pour ce revenu qu'une élasticité de 0,12 en population totale. Les différences entre la France et les États-Unis peuvent donc être

rationnalisées selon ces deux axes : d'une part, les réformes fiscales n'ont peut-être pas eu une ampleur suffisante en France pour modifier sensiblement les comportements, et d'autre part, le revenu imposable utilisé ici mesure plutôt des effets sur les comportements réels, qui sont traditionnellement (au moins en ce qui concerne l'offre de travail) moins sensibles à la fiscalité que des comportements plus proches de l'optimisation fiscale.

... mais caractérisée par une forte hétérogénéité entre groupes de revenus

Pour autant, même en France, nos résultats suggèrent qu'il existe une hétérogénéité relativement importante de la sensibilité à la fiscalité (cf. tableau 4). Les revenus des foyers aisés réagissent plus fortement à des variations du taux marginal : sur les revenus des 10 % de foyers disposant des revenus imposables les plus élevés (P90-100 de la distribution, qui constituera dans la suite notre population de foyers dits « aisés »), l'élasticité moyenne estimée sur la période 1998-2004 s'élève à 0,31. En supposant que les effets des variations de taux soient linéaires, une hausse du taux de rétention de 10% (par exemple la baisse du taux supérieur de 40 % à 34 %, ce qui correspond à un relèvement du taux de rétention de 60 % à 66 %) se traduirait par une hausse de 3 % du revenu imposable des foyers concernés.

Piketty (1999) fournit un point de comparaison utile⁷. Sa méthodologie en triple différence, le conduit à estimer une élasticité des très hauts revenus (au-delà du dernier centile) proche de 0,1-0,2 sur la période 1985-1995. Des travaux plus récents sur données françaises ont été menés par Lehmann *et al.* (2013) sur la manière dont réagit le salaire brut à la fiscalité. Ils travaillent sur un panel de 14 300 individus constitué à partir des Enquêtes Revenus Fiscaux de 2003 à 2006. Les modifications de la Prime Pour l'Emploi (PPE) constituent leur principale source de variation pour l'estimation, alors que celles-ci n'ont pas pu être utilisées avec nos données. Ils obtiennent une élasticité compensée de l'ordre de 0,2,

6. Economic Recovery Tax Act de 1981 et Tax Reform Act de 1986.

7. La période utilisée par Piketty couvre notamment l'abaissement du taux supérieur de 65 % pour les revenus 1985 à 58 % pour les revenus 1986 et les modifications du quotient familial entre 1986 et 1987.

Tableau 4
Hétérogénéité de l'élasticité du revenu imposable en fonction du niveau de revenu

	Modèle 5												Modèle 6											
	Poids de sondage, effet revenu						Poids FIPIU, sans effet revenu						Poids FIPIU, sans effet revenu						Poids FIPIU, sans effet revenu					
	P10-60		P60-90		P90-100		P10-60		P60-90		P90-100		P10-60		P60-90		P90-100		P10-60		P60-90		P90-100	
Constante	0,00	0,00	0,25	0,00	0,00	0,00	-4,87	1,00	2,14	1,00	0,12	0,17	-4,87	1,00	2,14	1,00	0,12	0,17	-4,87	1,00	2,14	1,00	0,12	0,17
Élasticité compensée	0,01	0,18	0,00	0,80	0,50	< 0,0001	0,01	0,39	0,00	0,91	0,31	< 0,0001	0,01	0,39	0,00	0,91	0,31	< 0,0001	0,01	0,39	0,00	0,91	0,31	< 0,0001
Effet revenu	0,03	0,87	-0,22	0,18	-0,02	0,81	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
log(revenu)	0,00	0,00	0,00	0,00	-0,01	0,02	0,00	0,00	-0,04	0,00	-0,02	0,00	0,00	0,00	-0,04	0,00	-0,02	0,00	0,00	0,00	-0,04	0,00	-0,02	0,00
Âge	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	0,47	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	0,37	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	0,37	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	0,37
Âge²	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	0,06	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	0,00	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	0,00	0,00	< 0,0001	0,00	< 0,0001	0,00	0,00
Célibataire	-0,07	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	0,04	< 0,0001	-0,06	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	0,03	< 0,0001	-0,06	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	0,03	< 0,0001	-0,06	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	0,03	< 0,0001
Divorcé	-0,03	< 0,0001	0,00	0,99	0,04	< 0,0001	-0,03	< 0,0001	0,04	< 0,0001	0,02	< 0,0001	-0,03	< 0,0001	0,00	0,21	0,02	< 0,0001	-0,03	< 0,0001	0,00	0,21	0,02	< 0,0001
Marié	0,04	< 0,0001	0,04	< 0,0001	0,13	< 0,0001	0,03	< 0,0001	0,04	< 0,0001	0,13	< 0,0001	0,03	< 0,0001	0,04	< 0,0001	0,13	< 0,0001	0,03	< 0,0001	0,04	< 0,0001	0,13	< 0,0001
Revenu dominant	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
- Salaires (réf.)	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.	Réf.
- Pensions	-0,04	< 0,0001	-0,03	< 0,0001	-0,06	< 0,0001	-0,04	< 0,0001	-0,06	< 0,0001	-0,10	< 0,0001	-0,04	< 0,0001	-0,06	< 0,0001	-0,10	< 0,0001	-0,04	< 0,0001	-0,06	< 0,0001	-0,10	< 0,0001
- Bic	0,08	< 0,0001	0,00	0,71	-0,02	< 0,0001	0,07	< 0,0001	-0,02	< 0,0001	0,01	< 0,0001	0,07	< 0,0001	-0,02	< 0,0001	0,01	< 0,0001	0,07	< 0,0001	-0,02	< 0,0001	0,01	< 0,0001
- Bnc	0,19	< 0,0001	0,09	< 0,0001	0,07	< 0,0001	0,19	< 0,0001	0,07	< 0,0001	0,08	< 0,0001	0,19	< 0,0001	0,08	< 0,0001	0,10	< 0,0001	0,19	< 0,0001	0,08	< 0,0001	0,10	< 0,0001
- Ba	-0,01	0,12	-0,05	< 0,0001	-0,07	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	-0,07	< 0,0001	-0,05	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	-0,05	< 0,0001	-0,05	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	-0,05	< 0,0001	-0,05	< 0,0001
- Fonciers	-0,01	0,14	-0,02	< 0,0001	-0,05	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	-0,05	< 0,0001	-0,04	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	-0,02	< 0,0001	-0,04	< 0,0001	-0,01	< 0,0001	-0,02	< 0,0001	-0,04	< 0,0001
- Capitaux mobiliers	-0,26	< 0,0001	0,09	< 0,0001	0,26	< 0,0001	-0,23	< 0,0001	0,26	< 0,0001	0,27	< 0,0001	-0,23	< 0,0001	0,13	< 0,0001	0,27	< 0,0001	-0,23	< 0,0001	0,13	< 0,0001	0,27	< 0,0001
- Divers	-0,10	< 0,0001	-0,09	< 0,0001	-0,15	< 0,0001	-0,10	< 0,0001	-0,15	< 0,0001	-0,20	< 0,0001	-0,10	< 0,0001	-0,10	< 0,0001	-0,20	< 0,0001	-0,10	< 0,0001	-0,10	< 0,0001	-0,20	< 0,0001
Spline (en log revenu)	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui
Indicatrices temporelles	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui	oui

Lecture : en contrôlant des effets du niveau initial de revenu, d'éventuelles différences de trends de croissance des revenus entre groupes de revenu, et de caractéristiques d'âge et de types de revenus, le modèle 6 indique que l'élasticité compensée du revenu imposable au taux de rétention vaut 0,37 pour les foyers du dernier décile (P90-100) : une hausse de 1 % du taux de rétention se traduit par une hausse de 0,3 % du revenu imposable de ces contribuables.

Champ : foyers fiscaux France entière (revenu 1998-2004), déclarant un revenu imposable non nul l'année n-1, dont le revenu imposable l'année n est situé au-dessus du 10^{ème} centile de la distribution pour l'année n, et dont le nombre de parts fiscales est constant entre l'année n-1 et l'année n.

Source : DGFiP, échantillons « 500 000 déclarations », calculs des auteurs.

nettement plus élevée que la nôtre avec l'ensemble de l'échantillon.

Bien sûr, une partie de l'écart avec nos résultats peut provenir du fait que Lehmann *et al.* étudient les réactions du revenu du travail uniquement et non de l'ensemble du revenu imposable, sur une période différente et à partir de sources de variation exogène différentes. Plus vraisemblablement cependant, les réactions du revenu d'activité à l'impôt mesurées par Lehmann *et al.* reflètent essentiellement les décisions de participation au marché du travail prises par des travailleurs autour du Smic plutôt que des décisions en termes de nombre d'heures travaillées prises par des travailleurs plus qualifiés, qui constituent notre population d'intérêt. Les ménages modestes et non imposables ne sont par définition pas concernés par les réformes sur lesquelles nous fondons notre estimation. Les résultats de Lehmann *et al.* ne sont donc pas en contradiction avec les nôtres. Il est toujours possible que l'élasticité du revenu imposable suive une courbe en U en fonction du niveau de revenu, des comportements dans la marge extensive (participation / retrait du marché du travail) contribuant à élever l'élasticité pour les catégories modestes, sans que ceci remette en cause les estimations que nous proposons pour les niveaux de revenu supérieurs et leurs conséquences en termes de fiscalité optimale pour les ménages les plus aisés.

Sur données américaines, Gruber et Saez (2002) constatent également une forte hétérogénéité en fonction du niveau de revenu, puisque l'élasticité du revenu imposable pour les revenus qui dépassent 100 000 \$ est proche de 0,6. Elle reste cependant sensiblement moins élevée, lorsqu'elle est calculée sur le revenu élargi (*broad income*) puisqu'elle devient inférieure à 0,2.

Au total, nos résultats suggèrent que la sensibilité des revenus à la fiscalité croît avec le niveau de revenu. L'identification de cette sensibilité sur les très hauts revenus, ceux des foyers situés dans la dernière tranche d'imposition, soit au-delà du dernier décile de revenus, reste toutefois un peu fragile car les baisses successives de taux marginal ont été identiques pour la très grande majorité des foyers de ce groupe sur la période d'estimation que nous avons retenue. L'existence du plafonnement du quotient familial peut conduire les baisses des taux marginaux du barème à avoir des effets différents sur les taux marginaux effectifs de foyers caractérisés par des structures

familiales différentes, même pour des niveaux de revenu élevés. Cependant, pour des foyers situés dans la dernière tranche d'imposition, seules les familles très nombreuses ont pu être concernées par un tel phénomène, qui joue donc, empiriquement, à des niveaux sensiblement plus faibles de revenus. Pour obtenir une estimation robuste, il a donc été nécessaire d'étendre l'estimation à l'ensemble des foyers du dernier décile de revenus, soit une population plus large que celle des foyers situés dans la dernière tranche d'imposition. Cela oblige à supposer une homogénéité des réactions sur une partie plus importante de l'échantillon. En comparaison des travaux existants, l'élasticité de 0,31 obtenue pour le dernier décile constitue une évaluation intermédiaire entre la faible sensibilité des hauts revenus à la fiscalité estimée par Piketty (1999) pour la France, et l'élasticité de court terme plus élevée (autour de 0,6) estimée par Gruber et Saez (2002) pour le milieu des années 80 aux États-Unis avec une méthodologie analogue.

Implications de politique fiscale : un modèle simplifié

Cette élasticité du revenu imposable est un paramètre important pour juger de l'optimalité de la fiscalité (Saez *et al.*, 2012). Il est possible de montrer (cf. encadré 4 et Saez, 2001) que le taux optimal d'imposition de la dernière tranche de revenus est une fonction de l'élasticité compensée ξ_c , de l'effet revenu et de la forme de la distribution des revenus au sein de cette tranche (caractérisée par le paramètre de Pareto de la « queue » de la distribution). Elle dépend aussi des préférences sociales en matière de redistribution. Ces dernières sont caractérisables par un paramètre \bar{g} décrivant le poids relatif que le décideur accorde à la consommation marginale des plus aisés. On se limitera ici au cas limite du décideur « Rawlsien » qui donne la priorité absolue au niveau de vie des moins favorisés et qui revient donc à fixer le paramètre $\bar{g} = 0$. Le taux qui en découle est également celui qui maximise les recettes de l'impôt sur le revenu, il correspond donc à ce qu'on qualifie de frontière de Laffer : le taux au-delà duquel l'accroissement de la pression fiscale réduit les recettes au lieu de continuer à les augmenter. Dans ce cas particulier, si l'effet revenu est nul, comme le suggèrent nos résultats, le taux optimal limite de la dernière tranche suit une formule très simple en $1 / (1 + a\xi_c)$ où a est le paramètre de la distribution de Pareto.

Pour ce paramètre a , on se bornera à utiliser un intervalle de valeurs assez restreint, centré sur une valeur médiane $a = 2,1$ calibrée à partir des distributions de revenus empiriques.

Concernant l'élasticité $\bar{\xi}_c$, c'est notre estimation de 0,31 qui constituera notre scénario de base. Cependant, une fourchette de valeurs assez large autour de cette valeur de référence a été considérée car certains arguments peuvent plaider pour des valeurs plus élevées ou des valeurs plus faibles. À l'appui d'une valeur plus élevée figure le fait que les données disponibles ne permettent pas de tenir compte des comportements d'exil fiscal et plus généralement des marges extensives.

À l'inverse, nos données ne permettent d'estimer qu'une élasticité de court terme, or celle-ci a plusieurs raisons d'être plus élevée que l'élasticité de long terme qui est a priori plus pertinente pour juger du barème optimal. D'une part, il est bien établi que les changements de fiscalité induisent surtout des réactions d'optimisation ou de changement d'assiette (*tax shifting*), alors que les comportements « réels » comme l'offre de travail s'ajustent beaucoup moins (Goolsbee, 2000 ; Saez *et al.*, 2012). L'optimisation consiste par exemple à retarder le versement d'une rémunération en cas d'anticipation de baisse de l'imposition, ou au contraire à l'avancer en cas de hausse, mais à long terme cet effet ponctuel lié au calendrier de versements des rémunérations s'estompe. Les changements d'assiette permettent également de réduire l'impôt à court terme. D'autre part, l'estimation porte sur une assiette fiscale (le revenu imposable)

qui est moins large que l'ensemble des revenus qui sont déclarés à l'administration fiscale et donc plus sensible aux taux d'imposition, du fait, à nouveau, des possibilités de changement d'assiette (Kopczuk, 2005, Gordon et Slemrod, 2000).

Au total, ces considérations ont conduit à encadrer la valeur centrale de 0,31 par deux variantes symétriques assez contrastées, avec des élasticités respectivement égales à 0,15 et 0,45.

À partir des ces différents scénarios, il est possible de déduire ce qu'auraient été les taux « optimaux » de 2004, sur l'assiette correspondant à la législation de l'époque qui incluait notamment un abattement de 20 % sur les salaires. Avec l'élasticité compensée de 0,31, et un paramètre de Pareto égal à 2,1, on obtient un taux rawlsien maximisant les recettes de l'impôt sur le revenu de 61 %. Ces résultats sont peu sensibles au choix retenu pour le paramètre de Pareto, mais varient très fortement en fonction de l'élasticité : avec la valeur médiane du paramètre de Pareto, le taux optimal « rawlsien » passe de 76 % à 51 % lorsqu'on passe de l'élasticité de 0,15 à l'élasticité de 0,45 (cf. tableau 5).

On peut recalculer ces taux optimaux pour une assiette plus cohérente avec l'assiette actuelle de l'impôt sur le revenu. En simplifiant nettement les modifications introduites par les lois de finances depuis 2004, la plus grosse différence de règles d'assiette correspond à la suppression de l'abattement de 20 % sur les salaires. On peut en déduire l'effet sur le taux optimal de deux manières.

Tableau 5
Taux marginal optimal d'imposition du décile supérieur, pour l'assiette correspondant à la législation fiscale de 2004 (après abattement de 20 % sur les salaires)

Paramètre de Pareto	Élasticité compensée			
	0,15	0,31		0,45
	Valeur	Valeur	Intervalle de confiance à 95 %	Valeur
2	77	62	[59 ;65]	53
2,1	76	61	[57 ;64]	51
2,25	75	59	[56 ;62]	50

En %

Lecture : pour des élasticités compensée et non compensée $\bar{\xi}^C = \bar{\xi}^U = 0,31$ et un paramètre de Pareto $a = 2,1$, l'objectif de maximisation des recettes du seul IR se serait traduit, en 2004 par un taux marginal de 61 % pour les 10 % les plus riches. Ce calcul tient compte des règles d'assiette de 2004 qui impliquaient un abattement préalable de 20 % sur les traitements, salaires, pensions et rentes viagères. L'intervalle de confiance est calculé par la delta-méthode à partir de la variance asymptotique de l'estimation de l'élasticité compensée.

Il n'est estimé que pour les élasticités $\bar{\xi}^C = \bar{\xi}^U = 0,31$ qui correspondent aux résultats de notre estimation.

Champ : France, foyers fiscaux.

Source : échantillon « 500 000 déclarations », DGFIP, calculs des auteurs.

La première façon de procéder est de considérer qu'une telle réforme doit être neutre pour le taux optimal effectif. Un taux optimal qui était de 61 % après application d'un abattement de 20 % doit passer à environ 50 % lorsqu'il est appliqué à une assiette sans abattement (cf. tableau 6).

L'autre approche permet de s'assurer de la cohérence de ce nouveau taux avec la formule en $1/(1+a\bar{\xi}_c)$. Elle consiste à considérer que la suppression de l'abattement doit conduire à retenir une autre élasticité que celle évaluée sur les données de 1997-2004. L'estimation effectuée sur cette période consistait à mesurer les réponses au taux de rétention $(1-t)$ sur une base réduite de 20 %. Une rétention de $1-t$ évaluée sur une base ayant bénéficié d'un abattement de 20 % équivaut à un rétention plus élevée sur la base avant abattement, de $1-t' = 1-0,8.t$. Pour une variation relative $-\Delta t/(1-t)$ du premier, la variation relative du second est de $-0,8\Delta t/(1-0,8.t)$. Ces deux variations sont donc dans un rapport de $0,8.(1-t)/(1-0,8.t)$, soit, autour du t optimal de 0,6, un rapport d'environ 3/5. L'élasticité de la base par rapport au nouveau taux de rétention $1-t'$ doit donc être multipliée par environ 5/3 pour être cohérente avec les réactions observées au cours de la période 1997-2004. Une élasticité de 0,3 devient une élasticité de 0,5. Introduite dans la formule de Saez avec $a \approx 2$, ceci conduit bien à des taux optimaux de l'ordre de 50 % plutôt que 60 %.

Qu'il s'agisse des assiettes de 2004 et 2013, les taux ainsi obtenus s'avèrent très supérieurs au taux effectifs puisque les taux marginaux des tranches supérieures étaient respectivement de 48,09 % et 45 % à ces deux dates, appliqués à des populations plus restreintes que les 10 % les plus riches. Mais cette comparaison ne peut-être

utilisée telle quelle, car notre application de la formule de Saez à l'impôt sur le revenu pris isolément donne au mieux le taux maximisant les recettes de ce seul impôt, sans prendre en compte les effets de cet impôt sur les assiettes des autres prélèvements. En pratique, d'autres assiettes fiscales sont affectées par les réactions comportementales à l'impôt sur le revenu, en fonction de leur corrélation au revenu imposable. Certaines seraient vraisemblablement impactées négativement (par le biais des comportements réels, comme le choix d'offre de travail) et d'autres positivement (par le biais de l'optimisation fiscale et, par exemple, des transferts d'assiette). Mesurer l'ensemble de ces effets induits dépasse clairement le cadre de cet article.

Même en se restreignant au champ de l'impôt sur le revenu, d'autres travaux devraient par ailleurs être menés pour confirmer la sensibilité des revenus des ménages aisés à la fiscalité, en particulier pour les ménages très riches (par exemple au-delà du 99^{ème} quantile). Trois aspects nous paraissent devoir être traités pour asseoir l'évaluation de la sensibilité des hauts revenus à la fiscalité. D'une part, disposer de données suffisamment complètes pour pouvoir exploiter des réformes fiscales ayant touché différemment des groupes parmi les foyers les plus aisés et les ayant touchés avec des intensités suffisamment variables pour pouvoir tester d'éventuelles non linéarités. D'autre part, disposer d'une dimension longitudinale suffisamment longue pour pouvoir estimer des élasticités de long terme et, enfin, pouvoir observer des réponses comportementales dites « extensives » à la fiscalité, comme l'exil fiscal, dont certaines études récentes ont montré l'importance pour certains segments du marché du travail (Kleven *et al.*, 2013). □

Tableau 6
Conversion des taux marginaux optimaux de 2004 en taux applicables à l'assiette de 2013 (élasticité compensée de 0,31 et effet revenu nul)

Paramètre de Pareto	Taux optimal
2	50
2,1	49
2,25	47

Lecture : Pour des élasticités compensée et non compensée $\bar{\xi}^C = \bar{\xi}^U = 0,31$ et un paramètre de Pareto $a=2,1$, l'objectif de maximisation des recettes du seul IR, se serait traduit, en 2013 par un taux marginal de 49 % pour les 10 % les plus riches, après suppression de l'abattement de 20 % qui existait en 2004.

Champ : France, foyers fiscaux.

Source : échantillon « 500 000 déclarations », DGFIP, calculs des auteurs.

BIBLIOGRAPHIE

- Auten G. et Carroll R. (1999)**, « The effect on income taxes on household behavior », *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 4, pp. 681-693.
- Bound J., Jaeger D. et Baker R. (1995)**, « Problems with instrumental variable estimation when the correlation between the instruments and the endogenous variables is weak. », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 90, pp. 443-450.
- Brewer M., Saez E. et Shepard A. (2010)**, « Means testing and tax rates on earnings », in *The Mirrlees Review: Reforming the tax system for the 21st century*, Oxford University Press.
- Chaput H., Koubi M. et Van Puymbroeck C. (2006)**, « Épargne salariale : des pratiques différenciées selon les entreprises et les salariés », dans *Les salaires en France - édition 2006*, coll. *Insee Références*.
- Feldstein M. (1999)**, « Tax avoidance and the deadweight loss of the income tax », *Review of Economics and Statistics*, vol. 81, n° 4, pp. 674-680.
- Goolsbee A. (2000a)**, « What happens when you tax the rich? Evidence from executive compensation. », *Journal of Political Economy*, vol. 108, n° 2, pp. 352-378.
- Goolsbee A. (2000b)**, « It's not about the money: why natural experiments don't work on the rich », in *Does Atlas shrug? The economic consequences of taxing the rich*, ed. J. Slemrod, Cambridge University Press.
- Gordon R. et Slemrod J. (2000)**, « Are real responses to taxes simply income shifting between corporate and personal tax bases? », in *Does Atlas shrug? The economic consequences of taxing the rich*, ed. J. Slemrod, Cambridge University Press.
- Gruber J. et Saez E. (2002)**, « The elasticity of taxable income: evidence and implications », *Journal of Public Economics*, vol. 84, pp. 1-32.
- Kleven H., Landais C. et Saez E. (2013)**, « Taxation and International Mobility of Superstars: Evidence from the European Football Market », *American Economic Review*, vol. 103, n° 5, pp. 1892-1924.
- 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.
- Landais C. (2007)**, « Top Incomes in France: booming inequalities », <http://econ.lse.ac.uk/staff/clandais/cgi-bin/Articles/topincomes.pdf>
- Lehmann E., Marical F. et Rioux L. (2013)**, « Labor Income Responds Differently to Income-Tax and Payroll-Tax Reforms », *Journal of Public Economics*, vol. 99, pp. 66-84.
- 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° 138-139, pp. 25-60.
- Rougerie C. (2006)**, « L'épargne en entreprise », dans *Les revenus et le patrimoine des ménages - édition 2006*, coll. *Insee Références*.
- Saez E. (2001)**, « Using elasticities to derive optimal income tax rates », *Review of Economic Studies*, vol. 68, pp. 205-229.
- 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.
- Shea J. (1997)**, « Instrument relevance in multivariate linear models: a simple measure », *The Review of Economics and Statistics*, vol. 79, n° 2, pp. 348-352.
- Solard J. (2010)**, « Les très hauts revenus : des différences de plus en plus marquées entre 2004 et 2007 », in *Insee Références « Les revenus et le patrimoine des ménages »*.
- Staiger D. et Stock J.H. (1997)**, « Instrumental variables regression with weak instruments », *Econometrica*, vol. 65, pp. 557-586.
-

TEST DE FAIBLESSE DES INSTRUMENTS

L'endogénéité de certaines variables explicatives conduit à des biais d'estimation. Les techniques à variables instrumentales peuvent corriger ces biais si les instruments ont de bonnes propriétés, c'est-à-dire s'ils sont bien corrélés aux variables endogènes mais non corrélés aux déterminants inobservés de la variable d'intérêt. Bound *et al.* (1995) et Stock et Staiger (1997) ont montré que ces deux conditions sont indispensables et que l'exogénéité de l'instrument ne suffisait pas à assurer une réduction du biais. Si l'instrument est trop faible, c'est-à-dire insuffisamment corrélé à l'endogène, les estimateurs à variables instrumentales peuvent être sérieusement biaisés et moins efficaces à distance finie que des estimateurs de type moindres carrés ordinaires.

Il n'existe pas de critère absolu pour juger de la faiblesse d'un instrument mais Shea (1997) fournit un critère de R^2 partiel utilisable dans le cas de régression avec plusieurs endogènes, ce qui est le cas ici. Par ailleurs, la significativité des variables instrumentales dans les régressions de première étape fournit aussi une indication de la qualité des instruments.

Au vu de ces statistiques (cf tableau), il apparaît que les variables instrumentales sont toujours bien corrélées à la variable endogène qu'elles doivent instrumenter. Les R^2 partiels apparaissent également très satisfaisants pour l'instrument relatif à l'élasticité compensée, mais pourraient sembler un peu faibles pour celui relatif à l'effet revenu.

Tableau
Statistique de R² partiel de Shea (1997) pour différentes spécifications

	Modèle 1 :	Modèle 2 :	Modèle 3 :	Modèle 4 :	Modèle 5 :	Modèle 6 :
	pas de contrôles de la régression vers la moyenne	contrôle de la régression vers la moyenne (log(z1))	contrôle pour la régression vers la moyenne et variables socio-démo	contrôle pour la régression vers la moyenne yc trends et variables socio-démo	pondération de sondage	sans effet revenu, pondération Fipu
Élasticité	0,52	0,52	0,52	0,53	0,53	0,53
Effet revenu	1,32	0,76	0,72	0,64	0,79	-
Première étape: dépendante = élasticité						
Élasticité	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	-
Effet revenu	1,56	0,98	0,96	0,93	0,81	-
Première étape: dépendante = revenu imposable						
R ² de Shea						
Élasticité	0,129	0,129	0,129	0,132	0,149	0,104
Revenu	0,037	0,016	0,016	0,015	0,008	-

	Modèle 5 :		Modèle 6 :			
	Poids de sondage, effet revenu		Poids FIPU, sans effet revenu		P90-100	
	P10-60	P60-90	P10-60	P60-90	P90-100	P90-100
Élasticité	0,53	0,52	0,52	0,53	0,68	< 0,0001
Effet revenu	0,67	0,77	0,40	0,83	0,22	< 0,0001
Première étape: dépendante = élasticité						
Élasticité	0,00	0,00	-0,02	-	-	-
Effet revenu	0,70	1,02	0,90	-	-	-
Première étape: dépendante = revenu imposable						
R ² de Shea						
Élasticité	0,158	0,106	0,070	0,054	0,030	0,029
Revenu	0,009	0,004	0,029	-	-	-

Lecture : dans le cadre du modèle 1 et de l'équation de première étape sur la variable (endogène) permettant de mesurer l'élasticité compensée (Élasticité), les deux instruments sont très significatifs et fortement corrélés à l'endogène au vu des coefficients qui sont respectivement 0,52 et 1,32.

Champ : France, foyers fiscaux.

Source : échantillon « 500 000 déclarations », DGFIP, calculs des auteurs.