

Les incitations fiscales aux dons sont-elles efficaces ?

Gabrielle Fack* et Camille Landais**

Cet article est consacré à l'estimation de l'effet des incitations fiscales en faveur des dons aux œuvres en France. Il se concentre sur deux réformes, intervenues en 2003 et 2005, qui ont augmenté de 32 % le taux de réduction d'impôt sur le revenu pour les dons destinés à des organismes d'utilité publique ou d'intérêt général. Nous utilisons une stratégie d'estimation en double différence, en comparant l'évolution des dons de différents groupes de ménages ayant des revenus similaires mais des statuts d'imposition différents, du fait de différences dans le nombre de personnes au sein du foyer. Le recours à une technique d'estimation par des régressions quantiles censurées permet de traiter les problèmes économétriques liés au fait qu'une forte proportion de ménages (entre 80 et 88 %) ne déclarent aucun don. Cette technique permet de plus d'étudier l'hétérogénéité des réactions aux incitations fiscales. Les estimations de l'élasticité prix du don obtenues sont relativement faibles, ce qui signifie que les ménages étudiés ont peu réagi à l'augmentation des réductions en faveur des dons. Cependant l'effet des incitations fiscales est hétérogène : il semble que les donateurs les plus généreux réagissent plus aux incitations fiscales que les autres, toutes choses égales par ailleurs.

* *Universitat Pompeu Fabra, gabrielle.fack@upf.edu*

** *University California, Berkeley, camille_landais@berkeley.edu*

La philanthropie est encouragée dans un grand nombre de pays, par l'intermédiaire d'avantages fiscaux accordés aux donateurs. Ce type d'incitations a connu récemment un regain d'intérêt dans les pays européens, et en particulier en France, comme outil permettant de développer le financement privé de certains domaines d'activité, par exemple l'éducation, la recherche ou encore la culture. Cet article propose une estimation de l'effet des incitations fiscales au don en France, afin d'évaluer si ce type de politique peut efficacement compléter le financement direct de la puissance publique dans ces secteurs d'activité.

Par rapport aux pays anglo-saxons et en particulier aux États-Unis, le niveau des contributions en France est relativement faible, puisqu'il représentait à peine 0,08 % du PIB en 2002 contre environ 0,2 % pour le Royaume-Uni et 1,4 % pour les États-Unis (1). La faiblesse des dons en France a conduit les gouvernements successifs à mener une série de réformes, qui ont considérablement augmenté les incitations fiscales au don. Le système français, qui offre actuellement une réduction d'impôts égale à 66 % du don pour les ménages imposables, est devenu un des plus incitatifs au monde (cf. tableau 1). En effet, la majorité des pays offre la possibilité de déduire les dons du revenu imposable, ce qui implique que leur taux de réduction maximal est égal au taux marginal d'imposition le plus élevé, qui est rarement supérieur à 50 %. De plus, les pays qui ont un système de réductions d'impôt présentent des taux de réduction beaucoup plus faibles que la France. Cet article étudie les réformes du système d'incitations en France comme des expériences naturelles permettant d'estimer l'effet des incitations fiscales au don sur la philanthropie.

La littérature sur l'évaluation des incitations fiscales aux dons est principalement américaine et s'est concentrée sur l'estimation de « l'élasticité prix » du don, qui exprime le pourcentage de variation des dons suite à une variation du « prix » (2) du don, due à une modification des incitations fiscales. Les premières recherches empiriques sur le sujet datent de la fin des années 1970 (avec, par exemple, Feldstein et Taylor, 1976 ; ou Feldstein et Boskin, 1977), et utilisent des données en coupe pour estimer l'élasticité prix et l'élasticité revenu des contributions privées. Leurs résultats donnent des estimations de l'élasticité prix du don supérieures à 1, ce qui suggère une forte sensibilité des ménages américains aux incitations fiscales (3). Cependant, la validité des résultats de ces premières études est

limitée par les problèmes d'identification de la stratégie d'estimation, dus au fait que le revenu et le prix du don varient de façon simultanée. En effet, dans le système américain, le don est déduit du revenu imposable : la réduction est ainsi égale au taux marginal d'imposition applicable à chaque contribuable et varie donc en fonction du revenu. Les études sur données de panel (en particulier Randolph, 1995 ; Barrett *et al.*, 1997 et Bakija, 2000), ont développé différentes techniques pour séparer les effets d'un changement permanent du prix du don et les effets de variations transitoires dues aux fluctuations de revenu. En séparant l'effet revenu et l'effet prix en composantes transitoires et permanentes, Randolph trouve des estimations de l'élasticité du don au « prix de long terme » comprises entre 0,3 et 0,5 - beaucoup plus faibles que les valeurs trouvées dans les études précédentes. Cependant, Auten *et al.* (2002) trouvent des valeurs plus élevées, entre 0,79 et 1,26, en utilisant des techniques différentes pour identifier les composantes transitoires et permanentes. Les estimations obtenues sur données de panel varient donc beaucoup en fonction des méthodes d'estimation utilisées.

De plus, la focalisation de la littérature sur le problème de séparation des effets transitoires et permanents conduit à occulter en partie d'autres difficultés importantes posées par l'étude empirique des comportements de dons. Des travaux récents mettent ainsi en lumière les limites de certaines études antérieures. D'une part, Bradley *et al.* (2005) montrent que la censure des contributions privées, liée au fait que certaines personnes ne donnent pas, peut biaiser fortement les estimations qui ne prennent pas bien en compte ce problème. Ils estiment l'élasticité prix du don sur un échantillon de contribuables américains en comparant les résultats obtenus avec les méthodes traditionnellement recommandées pour traiter la censure (comme les modèles *Tobit* ou de sélection à la *Heckman*) et ceux obtenus avec des méthodes semi-paramétriques. Leurs résultats suggèrent que les hypothèses sur lesquelles sont fondés les modèles traditionnels ne sont pas toujours vérifiées et que les méthodes semi-paramétri-

1. Les chiffres ont été calculés à partir des montants reportés dans les déclarations de revenus et publiés par les autorités fiscales de chaque pays.

2. Le « prix » d'un don est égal à 1 moins le taux de réduction d'impôt. Il s'agit donc de la part du don qui est effectivement à la charge du donateur.

3. Pour une revue des résultats des estimations empiriques sur l'élasticité prix du don jusqu'en 2001, voir Schokkaert (2006), et pour une revue de littérature plus spécifique sur les études américaines, voir Bakija et Heim (2008).

ques semblent plus appropriées pour estimer l'élasticité prix du don. Bakija et Heim (2008) montrent d'autre part que l'effet des incitations fiscales au don peut être hétérogène dans la population. En exploitant un panel contenant une forte proportion de ménages très aisés, ils montrent que l'élasticité du prix du don diffère en fonction du niveau de revenu, et tend à être beaucoup plus forte pour les catégories de ménages les plus riches. D'autres sources d'hétérogénéité peuvent être envisagées en plus de celles liées au revenu, mais elles n'ont quasiment pas été étudiées. En particulier, les estimations empiriques se concentrent en général sur l'effet moyen des incitations fiscales au don, mais il est possible que les donateurs les plus généreux aient des réactions très différentes des autres donateurs.

Plus récemment, l'économie expérimentale s'est intéressée aux effets des incitations monétaires et non monétaires sur les comportements philanthropiques des individus (4). Karlan et List (2007) ont ainsi mené une expérimentation en partenariat avec une association, qui consistait à offrir à certains donateurs choisis au hasard de doubler (voire de tripler ou quadrupler pour certains groupes) le montant des dons qu'ils feraient à l'association, grâce au soutien d'un généreux donateur. Les résultats de l'expérimentation montrent que les individus semblent réagir à ces incitations, au moins à court terme, ce qui implique une élasticité prix de 0,3. Cette valeur ne peut cependant pas être comparée aux estimations réalisées sur données fiscales, car elle mesure l'effet d'un encouragement temporaire pour le don à une association spécifique, et

non l'effet général d'une réduction du prix du don sur l'ensemble des dons.

Cet article vise à estimer l'effet des incitations fiscales sur les dons aux œuvres à partir des augmentations de réductions d'impôt sur le revenu (de 50 % à 66 %), en faveur de ces dons, mises en place en 2003 et 2005. Notre stratégie d'estimation de l'élasticité prix du don en France utilise cette « expérience naturelle » qui a entraîné une baisse exogène du prix du don de 32 % pour les foyers imposables, alors qu'elle n'a pas modifié les incitations à donner des foyers non imposables. Nous tirons parti du fait que le statut d'imposabilité n'est pas uniquement déterminé par le revenu, mais dépend aussi de la taille de la famille, pour former des groupes de ménages ayant des revenus similaires, mais un statut d'imposabilité différent suite à l'application du quotient familial. Il est ainsi possible de comparer, en double différence, l'évolution des dons avant et après les réformes, pour les groupes de ménages imposables et non imposables, dont les revenus se situent autour du revenu médian ou dans la deuxième partie de la distribution des revenus (entre le 33^e et le 83^e percentile). Cette stratégie permet d'estimer l'effet des incitations fiscales à donner, en contrôlant l'effet du revenu ainsi que l'effet de chocs temporels inobservables, qui pourraient affecter les ménages durant la période. Nous utilisons une technique d'estimation par régressions quantiles censurées, en

4. Parmi les études sur les incitations monétaires, on peut citer, en plus de Karlan et List (2007), Eckel et Grossman (2003), Meier (2007), Huck et Fasel (2007). Pour les études des incitations non monétaires, on peut citer entre autres List et Lucking-Riley (2002), Falk (2007) ainsi que Frey et Meier (2004).

Tableau 1
Panorama des incitations fiscales au don dans différents pays en 2005

Déduction du revenu imposable	Réduction d'impôts	Pas d'incitation
Allemagne	Canada (29 %)	Autriche
Australie	France (66 %)	Finlande
Belgique	Italie (19 %)	Suède
Danemark	Nouvelle Zélande (33 %)	
États-Unis	Portugal (25 %)	
Grèce	Espagne (25 %)	
Irlande		
Japon		
Pays-Bas		
Norvège		
Royaume-Uni		
Suisse		

Source : Roodman et Stanley, 2006.

appliquant l'estimateur en trois étapes proposé par Chernozhukov et Hong (2002), qui permet de traiter simplement le problème de censure. L'utilisation de régressions quantiles permet aussi d'estimer si l'effet des incitations à donner varie en fonction du niveau de don.

L'effet des réformes s'avère relativement faible : en effet les estimations de l'élasticité prix du don sont comprises en valeur absolue entre 0,2 et 0,6 selon les quantiles, ce qui implique que les groupes de ménages étudiés n'ont pas réagi fortement aux réductions d'impôts. Par ailleurs, l'effet des incitations fiscales apparaît hétérogène, et il semble que les donateurs les plus généreux réagissent plus aux réductions d'impôts que les autres donateurs. Ces réponses hétérogènes justifient l'utilisation de régressions quantiles pour étudier les comportements de don, par rapport à des estimateurs traditionnels (comme le *Tobit*), qui ne sont pas adaptés pour estimer de tels effets.

Le cadre d'évaluation du système d'incitations fiscales

Pour pouvoir étudier la forme optimale des incitations fiscales au don, il faut modéliser le comportement des agents en prenant en compte leurs motivations philanthropiques. Les économistes considèrent le plus souvent que le fait de donner peut être expliqué par deux types de motifs : l'altruisme d'une part et le « plaisir de donner » (*warm glow of giving*), d'autre part (5). L'altruisme correspond au fait que les individus se préoccupent du montant global des dons récoltés par les associations, car ces derniers servent à financer un bien public qui bénéficie à tous (musée, recherche médicale, réduction de la pauvreté, etc.). D'un point de vue microéconomique, l'altruisme correspond à la situation où le montant total de l'ensemble des contributions entre dans la fonction d'utilité de chaque individu. La deuxième motivation, le « plaisir de donner », correspond à la satisfaction directe qu'un individu tire du fait de donner lui-même une certaine somme. La prise en compte de ce motif dans la modélisation du comportement des individus conduit à introduire le montant individuel du don directement comme argument dans la fonction d'utilité. C'est cette seconde motivation qui permet de justifier l'existence d'incitations fiscales au don. En effet, lorsque les individus sont parfaitement altruistes, l'origine du financement n'a pas d'importance, car c'est uniquement le montant total

des dons qui rentre en compte, ce qui entraîne un effet d'éviction (*crowding out*) entre le financement public et privé : si l'État attribue un euro de plus pour la recherche, les financements privés devraient en théorie diminuer d'autant. En revanche, lorsque le plaisir de donner est pris en compte, l'individu retire un bénéfice direct du fait de donner et l'effet d'éviction entre les financements privés et publics n'est plus total, ce qui permet de justifier les incitations fiscales au don. Saez (2004) et Diamond (2006) ont étudié la fiscalité optimale des dons avec ce type de modèle.

Nous reprenons ici le modèle de Saez (2004), qui développe un cadre théorique permettant d'évaluer l'efficacité des incitations fiscales en fonction de paramètres directement mesurables empiriquement. Saez considère un modèle où l'utilité d'un individu dépend de sa consommation c , de son revenu z (qui entre de façon négative dans la fonction d'utilité pour refléter le fait que le travail demande un effort), de ses dons individuels g (reflétant le « plaisir de donner ») et du montant agrégé de contributions au bien public G (le motif d'altruisme). Le programme de maximisation des individus prend donc la forme suivante :

$$\text{Max } U(c, z, g, G)$$

$$\text{sous la contrainte } c + g(1 - \tau) \leq z(1 - \tau) + R$$

où t est le taux de réduction appliqué aux dons et τ est le taux d'imposition des revenus, qui sert à financer un transfert direct R (redistribué à tous les individus) et la réduction pour les dons. Le modèle suppose que la taille de la population est suffisamment grande pour que chaque individu considère G comme fixé lorsqu'il maximise son utilité. Les effets d'éviction entre les financements publics directs et les contributions privées peuvent être introduits dans le modèle en supposant que le gouvernement a aussi la possibilité de financer le même bien public par une contribution directe G_p . Le montant total de bien public financé dans l'économie devient donc $G = G_p + G_g$ et le montant des contributions privées G_g varie en fonction du montant des contributions publiques G_p . L'effet d'éviction peut être défini comme l'effet de la participation du gouvernement au financement du bien public sur le niveau moyen des contributions privées. En exprimant le montant moyen des contributions privées $\bar{G} = \bar{G}(1 - \tau, 1 - t, R, G_0)$

5. Pour une présentation détaillée de la modélisation des comportements philanthropiques, voir Andreoni (2006).

pour des paramètres fiscaux (R , t et τ) donnés, on peut définir l'effet d'éviction comme

$$\overline{GG_0} = \frac{\partial \overline{G}}{\partial G_0}$$

L'effet d'éviction est en général compris entre -1 (ce qui correspond à un effet d'éviction complet) et 0 (lorsque la variation des financements publics n'affecte pas les dons privés).

Dans le modèle, le gouvernement cherche à maximiser la somme des utilités des individus en respectant l'équilibre budgétaire. En faisant quelques hypothèses simplificatrices sur le comportement des individus (6), le critère d'optimalité des réductions fiscales pour les dons peut être exprimé de façon simple en fonction de l'élasticité ε_{1-t} des dons au « prix du don », définie comme le pourcentage de variation des dons en valeur absolue lorsque le prix du don varie de 1 %. Les réductions fiscales sont optimales lorsque :

$$\varepsilon_{1-t} = (1 + \overline{GG_0})$$

Lorsque l'élasticité est considérée comme un paramètre constant, comme c'est en général le cas dans la littérature empirique, cette formule ne permet pas de dériver une expression précise du taux de réduction optimal, mais elle donne une règle simple qui permet d'évaluer si le taux de réduction est trop faible ou au contraire trop élevé en fonction de la valeur de l'élasticité estimée. D'après cette équation, lorsque l'effet d'éviction est nul ($\overline{GG_0} = 0$), le taux de réduction devrait être augmenté tant que l'élasticité du don est supérieure à 1 et abaissé lorsqu'elle est inférieure à 1. L'intuition sous-jacente est la suivante : lorsque l'élasticité est inférieure à 1 en valeur absolue, une baisse de 10 % du prix du don pour les contribuables génère moins de 10 % de dons supplémentaires, de sorte que la hausse du coût de la réduction pour les finances publiques n'est pas contrebalancée par une hausse des dons nets de la réduction pour les associations et fondations. Le taux de réduction ne devrait donc pas être augmenté dans ce cas, mais au contraire diminué.

Il faut cependant garder à l'esprit que cette règle ne s'applique que sous certaines hypothèses. Ainsi, s'il existe un effet d'éviction entre les fonds publics et les fonds privés ($\overline{GG_0} < 0$), les incitations fiscales au don peuvent être efficaces même si l'élasticité prix du don est inférieure à 1 en valeur absolue. En effet dans ce cas, il peut être efficace d'inciter les contributeurs pri-

vés à donner en augmentant le taux de réduction, même s'ils ne sont pas très sensibles aux réductions. De plus, cette formule est obtenue en faisant l'hypothèse que le gouvernement peut librement ajuster les financements publics en réponse aux variations des contributions privées, mais ce n'est pas toujours le cas en réalité (les dépenses publiques en faveur des plus pauvres peuvent par exemple être limitées par des considérations d'économie politique, lorsqu'une majorité de citoyens n'est pas favorable à des politiques plus redistributives). Le traitement fiscal spécifique des dons peut encore se justifier avec une élasticité prix du don inférieure à 1 si les fonds privés sont utilisés de façon plus efficace que les fonds publics.

Enfin, il faut souligner que l'existence d'un effet d'éviction repose sur l'hypothèse que les contributions publiques et privées servent à financer un même bien public homogène. En réalité, les biens et services financés par la puissance publique sont potentiellement très différents, pour diverses raisons, notamment institutionnelles, des biens financés par des contributions privées. Dans ce cas, il n'y a pas de raison que les contributions privées et les financements publics soient substituables : le montant des contributions aux associations caritatives peut par exemple être indépendant, voire complémentaire de l'action publique en faveur des plus pauvres (voir Ythier, 2006). Le modèle ne prend en compte qu'une des différences entre les contributions publiques et privées, qui est que ces dernières procurent un plaisir au donateur, au contraire de la taxation, mais il serait possible d'envisager d'autres raisons qui pourraient renforcer la différence entre les contributions publiques et privées, et faire disparaître l'effet d'éviction.

La condition d'optimalité du modèle peut être réconciliée avec un objectif simple de finance publique : dans un cadre d'équilibre partiel, où l'objectif du gouvernement est uniquement d'augmenter les contributions privées, le taux de réduction doit être relevé tant qu'il entraîne une augmentation des dons supérieure à la perte de recette fiscale, ou en d'autres termes, s'il conduit les ménages à augmenter leurs dons nets des réductions. À l'optimum, cette condition s'exprime ainsi :

$$\Delta[(1 - t^*)G] = 0$$

6. Les hypothèses concernent essentiellement les effets revenus des paramètres de la politique fiscale, qui sont considérés comme négligeables.

En supposant qu'il n'y a pas d'effet d'éviction et que les fonds publics peuvent être utilisés de façon aussi efficace que les fonds privés, l'objectif simple de finance publique induit la même règle de décision que le modèle de Saez.

L'analyse empirique proposée dans les sections suivantes vise à estimer l'élasticité prix du don en France, pour évaluer l'effet des réformes récentes qui ont augmenté les incitations à donner. Cependant, pour pouvoir conclure sur l'optimalité de la réduction d'un point de vue général, il faudrait connaître l'ampleur de l'effet d'éviction (7) ainsi que la relative efficacité de l'utilisation des fonds publics par rapport aux fonds privés.

Le système fiscal français et la philanthropie

Les incitations fiscales en faveur des dons existent en France depuis 1954, mais elles ont été largement modifiées au cours des vingt dernières années. Les dons ouvrant droit à un traitement fiscal favorable sont les dons aux associations et fondations d'utilité publique et à certains organismes d'intérêt général ainsi qu'à certaines institutions à but non lucratif (comme les établissements d'enseignement supérieur ou les institutions culturelles) (8).

Une réduction d'impôt en faveur des dons

Le système initial, qui consistait en une déduction des dons du revenu imposable, a été remplacé en 1989 par une réduction d'impôt, égale à un pourcentage du montant des dons. Avec ce dispositif, tous les contribuables bénéficient du même taux de réduction, quel que soit leur revenu. Ce système est différent du mécanisme de déduction du revenu imposable, encore en vigueur aux États-Unis et au Royaume-Uni, où le taux de réduction, qui est égal au taux marginal d'imposition pour chaque contribuable, augmente avec le revenu. Le système français n'est cependant pas un crédit d'impôt et les foyers fiscaux qui ne sont pas imposables ne peuvent pas bénéficier de la réduction. Le montant total des dons déductibles est aussi limité par un plafond, actuellement égal à 20 % du revenu imposable (9). Enfin, la réduction ne peut pas non plus excéder le montant de l'impôt dû par un foyer fiscal.

Depuis la fin des années 1980, les gouvernements successifs ont mis en œuvre plusieurs

réformes dans le but d'encourager la philanthropie. Après une première simplification de la législation des fondations, les réformes se sont concentrées sur les incitations fiscales, avec trois modifications du taux de réduction qui ont considérablement augmenté les incitations à donner. Le taux de réduction a ainsi augmenté une première fois en 1996, passant de 40 % à 50 %, puis de 50 % à 60 % en 2003 et enfin de 60 % à 66 % en 2005 (10). Nous exploitons les réformes de 2003 et 2005 comme des variations exogènes du prix du don pour étudier leur impact sur la philanthropie et estimer l'élasticité prix du don.

Le déroulement des réformes

Les réformes qui ont modifié le taux de réduction ont été votées en cours d'année et confirmées par les lois de finances passées en fin d'année. Le changement du taux de réduction en 2003 a ainsi été inscrit dans la loi sur le mécénat votée en août 2003 et la modification du taux en 2005 est intervenue en janvier, dans la loi sur la cohésion sociale (11). Il est donc possible que les contribuables aient modifié leurs comportements dès le milieu de l'année 2003, puis dès le début de l'année 2005. Pour cette raison, nous avons décidé de ne pas inclure 2003 dans les estimations de base (12), et de considérer que le taux de réduction applicable pour 2005 est de 66 %.

Pour que les incitations fiscales au don puissent avoir un effet, il faut que les contribuables connaissent l'existence du dispositif, et soient informés de son évolution. Des sondages externes suggèrent que la plupart des ménages (entre 85 % et 90 %) sont au courant de l'existence d'une incitation fiscale au don (13). Une étude menée par le Centre de Recherches et d'Études

7. Voir Andreoni (2006) pour une revue de littérature sur les estimations empiriques de l'effet d'éviction, essentiellement sur données américaines.

8. Voir l'article 200 du Code Général des Impôts pour une liste exhaustive des dons ouvrant droit à la réduction d'impôts.

9. Depuis 2003, il est aussi possible de reporter l'excédent sur 5 ans, si les dons excèdent le plafond.

10. Les dons à des organismes caritatifs ayant pour objet d'aider des personnes en difficulté bénéficient depuis 1989 d'un taux de réduction plus avantageux dans la limite d'un certain montant (470 euros en 2005), qui évolue parallèlement au taux de réduction général, passant de 60 % à 66 % puis à 75 % entre 1996 et 2005.

11. Loi n° 2003-709 du 1^{er} août 2003 relative au mécénat, aux associations et aux fondations et loi n° 2005-32 du 18 janvier 2005 de programmation pour la cohésion sociale.

12. Nous avons vérifié que l'inclusion de 2003 dans l'estimation ne change pas fondamentalement les résultats.

13. Voir le rapport « La Générosité des Français », 10^e édition, Jacques Malet, 2005.

sur la Philanthropie (CeRPhi) pour le compte du Secours Catholique (14) montre de plus que la quasi-totalité des donateurs (respectivement 98 % et 92 % des donateurs imposables et non imposables) connaissent le dispositif. Les donateurs réguliers sont tenus au courant des évolutions de la fiscalité par les associations, qui doivent leur envoyer un reçu, à joindre à la déclaration de revenu, récapitulant les réductions dont ils peuvent bénéficier. On peut donc raisonnablement considérer que l'existence du dispositif et ses évolutions sont assez largement connus dans la population.

Évolution des dons en France

Les données utilisées pour cette étude proviennent d'un échantillon anonymisé de déclarations de revenus constitué par la Direction Générale des Impôts (cf. encadré 1). La taille de l'échantillon et sa représentativité permettent d'observer les dons de l'ensemble de la population. Les dons ont fortement augmenté sur la période 1998-2006 (cf. graphique I), avec une hausse particulièrement forte après 2003. Le pourcentage de donateurs a aussi fortement augmenté

en 2004, avant de diminuer en 2005 et 2006. Ces statistiques ne permettent cependant pas de déceler un effet direct des réformes des incitations fiscales : d'une part, les conditions macro-économiques ont évolué au cours du temps, et l'augmentation des revenus peut expliquer une partie de la hausse du montant des dons, et d'autre part, la générosité des ménages a pu être affectée par des chocs particuliers, comme par exemple le tsunami qui a touché l'Asie en décembre 2004.

Pour estimer l'impact des incitations fiscales sur le don des contribuables français, il faut trouver un moyen d'identifier l'effet causal de ces incitations en isolant des variations exogènes du taux de réduction. Les échantillons de données fiscales permettent de mettre en œuvre une stratégie d'estimation en double différence, et d'estimer l'effet des réformes en prenant en compte les autres facteurs qui affectent l'évolution des dons en même temps que les changements de législation.

14. Voir le rapport « La Générosité des Français », 12^e édition, Jacques Malet, 2007.

Encadré 1

LES DONNÉES UTILISÉES

Les données utilisées pour cette étude proviennent d'un échantillon anonymisé de déclarations de revenus constitué par la Direction Générale des Impôts, avec un tirage représentatif de plus de 500 000 foyers fiscaux renouvelé chaque année. Il est possible de fusionner les échantillons de 1998 à 2006 afin de constituer une base de données contenant plusieurs millions d'observations, pour suivre l'évolution des dons au cours de la période. Les variables contenues dans la base correspondent aux informations incluses dans les déclarations d'impôts : données précises sur les montants et la composition des revenus, informations démographiques sur la taille de la famille, l'âge et le statut matrimonial des déclarants, et enfin dépenses éligibles pour les réductions ou les réductions d'impôts. Ces données permettent donc de prendre en compte les principales caractéristiques affectant les comportements de don (Amar et Vanovermeir, 2008).

L'intérêt principal de cette base de données repose sur la représentativité de l'échantillon, puisque toutes les personnes domiciliées en France sont tenues de déclarer leurs revenus. Les foyers ont intérêt à rem-

plir une déclaration d'impôts même s'ils ne sont pas imposables pour obtenir leur revenu fiscal de référence, calculé par l'administration et indispensable pour les demandes d'un grand nombre d'aides sociales ou encore pour bénéficier de réductions sur les taxes d'habitation et foncière (depuis la création de la prime pour l'emploi en 2001, la déclaration de revenus est aussi nécessaire pour bénéficier de ce supplément de revenu). Un autre avantage des sources fiscales est la fiabilité des déclarations sur les dons par rapport aux sondages, où les individus peuvent avoir tendance à surestimer leurs contributions. En effet, les ménages doivent envoyer les reçus des montants des dons certifiés par les organisations bénéficiaires afin d'avoir droit à la réduction d'impôts. Il est en revanche possible que certains ménages oublient de déclarer leurs dons : des sondages externes suggèrent qu'environ 20 % des dons aux associations ne seraient pas déclarés (en plus des dons de la main à la main, qui sont difficiles à comptabiliser). En faisant l'hypothèse que cette proportion reste constante au cours du temps, cette légère sous-déclaration n'affecte pas notre estimation, mais nous reviendrons sur ce point dans la suite de l'article.

La stratégie d'estimation

Notre identification repose sur un modèle en double différence (cf. *infra*). La technique retenue pour estimer ce modèle repose sur le principe des régressions quantiles censurées, et vise à prendre en compte les problèmes de censure et d'hétérogénéité des comportements de dons.

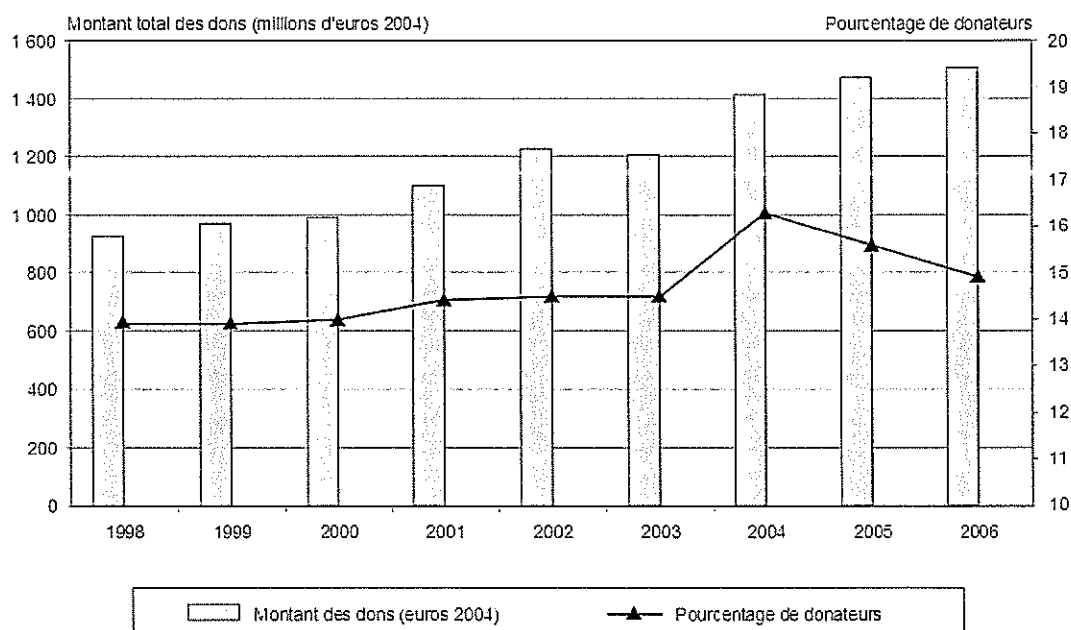
Identification en double différence

Pour estimer l'impact du taux de réduction sur le don des particuliers, une première stratégie d'identification pourrait consister à comparer le don des contribuables imposables avant et après la hausse légale du taux de réduction. Une telle stratégie, appelée identification en « simple différence », pose néanmoins problème dans la mesure où de nombreux chocs inobservables pour l'économètre, et contemporains des deux réformes du taux de réduction, peuvent avoir influencé le niveau de dons des contribuables français. Pour estimer l'impact causal du taux de réduction sur les dons, il faut donc pouvoir disposer de ce que l'on appelle un « contre-

factuel », c'est-à-dire un groupe d'individus semblables aux contribuables affectés par les réformes fiscales (le « groupe de traitement »), mais n'ayant pas lui-même subi de variation du taux de réduction. Un tel groupe d'individus, qui a été soumis aux mêmes chocs temporels inobservables que le groupe de traitement, peut alors servir de « groupe de contrôle ». L'impact causal des variations de taux peut être estimé en « double différence », en comparant l'évolution des dons du groupe de traitement avec celle du groupe de contrôle, avant et après les réformes. Les foyers non imposables constituent un bon candidat au titre de groupe de contrôle, dans la mesure où ils ne bénéficient pas de la réduction d'impôt pour dons aux œuvres, mais sont néanmoins affectés par l'ensemble des chocs temporels susceptibles d'influencer la générosité des ménages français.

Toutefois, comparer l'ensemble des ménages imposables à l'ensemble des ménages non imposables poserait également problème dans la mesure où le premier déterminant du statut d'imposabilité est le niveau de revenu, qui est lui-même un déterminant majeur du niveau de dons. Les contribuables imposables sont non

Graphique I
Évolution du montant des dons et du pourcentage de donateurs



Lecture : en 2006, environ 15 % des foyers fiscaux reportent un don positif dans leur déclaration de revenu pour un total de près de 1,5 milliard d'euros.
Champ : ensemble des foyers fiscaux français.
Source : statistiques calculées à partir des échantillons lourds DGI.

seulement plus riches en moyenne que les foyers non imposables, mais également différents selon une grande variété de caractéristiques susceptibles d'influencer le don (statut d'activité, niveau d'éducation, etc.). Pour que la méthode d'estimation en double différence soit valide, il faut que le groupe de contrôle et le groupe de traitement soient suffisamment proches afin que le support des variables de contrôle soit similaire pour les deux groupes, et qu'il soit ainsi raisonnable de supposer qu'ils subissent les mêmes chocs temporels. En d'autres termes, il faut trouver des groupes de ménages imposables et non imposables comparables, en s'assurant que les variations du statut d'imposabilité sont indépendantes du niveau de revenu et stables dans le temps (15).

Notre stratégie consiste à tirer parti de l'existence du quotient familial (QF) dans le fonctionnement de l'impôt sur le revenu français, qui crée d'importantes discontinuités dans le statut d'imposabilité en fonction du nombre de personnes du foyer et de leurs caractéristiques. L'effet causal des incitations fiscales est alors

estimé en comparant l'évolution du don, avant et après les réformes du taux de réduction d'impôt, pour des foyers ayant le même niveau de revenu, certains étant imposables et d'autres non imposables car bénéficiant d'une part ou d'une demi-part supplémentaire de quotient familial (cf. encadré 2).

La définition précise de nos groupes de contrôle et groupes de traitement est la suivante. Nous prenons tout d'abord l'ensemble des foyers se situant entre le 33^e percentile (P33) et le 44^e percentile (P44) de la distribution des revenus imposables, et possédant 1 ou 1,5 part de QF. Au cours de la période étudiée (1998-2006), le seuil d'imposabilité des foyers avec 1 part de QF est resté stable et quasiment égal au 33^e percentile de la distribution des revenus imposables, tandis que le seuil d'imposabilité des foyers avec 1,5 part de QF est également resté stable et équivalent à P44. De ce fait, au sein du groupe de revenu P33-P44, les foyers avec 1 part de

15. Et qu'elles ne sont pas non plus affectées par les variations du taux de réduction d'impôt pour dons aux œuvres.

Encadré 2

LE FONCTIONNEMENT DU QUOTIENT FAMILIAL

Une présentation rapide du mode de fonctionnement du quotient familial (QF) permet de mieux comprendre notre méthode d'identification. Dans le système français d'impôt sur le revenu des personnes physiques, chaque foyer fiscal reçoit un certain nombre (n) de parts de QF qui dépend de diverses caractéristiques sociodémographiques du foyer telles que l'existence d'un mariage ou d'un PACS entre certains membres du foyer, le nombre d'enfants dépendants, la présence d'individus invalides, le fait d'être veuf ou divorcé et d'avoir élevé des enfants dans le passé, etc. L'impôt brut du foyer est ensuite calculé en appliquant le barème progressif de l'impôt sur le revenu au montant Yn , Y étant le revenu imposable total du foyer, et en multipliant ensuite le montant ainsi obtenu par n , le nombre de parts de QF. Il est important de noter que si l'impôt brut ainsi obtenu est inférieur à un certain montant, un mécanisme de décote s'applique. En effet, si l'impôt brut après décote est inférieur au « seuil de recouvrement », alors le foyer n'a pas d'impôt sur le revenu à payer. C'est bien l'ensemble du système (quotient familial-décote-seuil de recouvrement) que nous prenons en compte pour calculer le seuil d'imposabilité des foyers en fonction du nombre de parts de quotient familial. Si l'impôt brut est positif, alors nous qualifions ce foyer d'imposable, et il bénéficie de la réduction d'impôt pour dons aux œuvres. Si au contraire l'impôt brut est nul, alors le foyer ne peut bénéficier de la réduction d'impôt pour dons, et nous qualifions ce foyer de non-imposable.

Du fait du fonctionnement du QF, certains foyers vont donc être imposables et bénéficier de la réduction d'impôt tandis que d'autres ayant pourtant le même revenu imposable vont être non-imposables du fait d'un nombre plus élevé de parts de QF. Notre méthodologie consiste à comparer, au sein de groupes de revenus stables dans le temps, des foyers se situant juste au-dessus du seuil d'imposabilité et des foyers se situant juste au-dessous de ce seuil du fait d'une part (ou d'une demi-part) supplémentaire de QF. Il faut également noter que certains foyers imposables (car au-dessus du seuil d'imposabilité théorique d'un plus haut) sont ensuite amenés à ne pas payer d'impôt du fait de la réduction d'impôt pour dons aux œuvres. Pour éviter toute corrélation de ce type entre le niveau de dons et le statut d'imposabilité, nous utilisons toujours le statut d'imposabilité théorique d'un plus haut (c'est-à-dire après barème/QF, décote et seuil de recouvrement et avant toute réduction ou crédit d'impôt) pour calculer le don pratiqué par le foyer. En d'autres termes nous utilisons le prix du don au premier euro donné (une pratique standard dans cette littérature). Les foyers se situant juste au-dessus du seuil d'imposabilité font face à des variations de l'incitation à donner au cours du temps en raison des réformes du taux de réduction, tandis que les foyers juste en-dessous du seuil ne subissent pas ces variations, tout en étant soumis aux mêmes chocs temporels inobservables inévitables (tsunami, choc macroéconomique, etc.).

QF sont toujours imposables tandis que les foyers avec 1,5 part ne sont jamais imposables. Les foyers avec 1 part et dont les revenus sont compris entre P33 et P44 sont donc un groupe « traité » tandis que les foyers avec 1,5 part et dont les revenus sont également compris entre P33 et P44 forment un groupe de contrôle. Nous comparons de manière similaire au sein des foyers dont le revenu est compris entre P44 et P54, les foyers avec 1,5 part de QF qui sont toujours imposables (groupe « traité ») et les foyers avec 2 parts du QF qui ne sont jamais imposables (groupe de contrôle). Au sein des foyers dont le revenu est compris entre P54 et P62 nous comparons les foyers avec 2 parts (« traités ») et les foyers avec 2,5 parts (contrôle). Pour les foyers ayant un revenu imposable compris entre P62 et P68, nous comparons les foyers avec 2,5 parts (« traités ») et les foyers avec 3 parts (contrôle). Pour les foyers dont le revenu est compris entre P68 et P76, nous comparons les foyers avec 3 parts (« traités ») et les foyers avec 4 parts (contrôle). Enfin, parmi les foyers dont le revenu est compris entre P76 et P83, nous comparons les foyers avec 4 parts (« traités ») et les foyers avec 5 parts de QF (contrôle). Nous obtenons ainsi 12 groupes de revenu/QF dont 6 sont des groupes de contrôle et 6 sont des groupes de traitement (cf. tableau 2). Notre échantillon d'estimation rassemble l'ensemble des ces 12 groupes, ce qui permet d'élargir la taille de l'échantillon pour des raisons d'infé-

rence. L'hypothèse identificatrice de cette stratégie d'estimation est qu'en l'absence des réformes, l'évolution des dons pour les ménages du groupe de traitement aurait été similaire à celle du groupe de contrôle (16). Il est important de souligner que même si le niveau de don initial diffère entre foyers de taille différente, la stratégie d'estimation en double différence tient compte du niveau initial des dons de chaque groupe, et exploite uniquement l'évolution des dons au cours du temps. Cette stratégie peut être résumée dans l'équation suivante, qui constitue notre spécification de base :

$$\ln(\text{don}_i) = \sum_j \alpha_j * \text{groupe}_j + \beta * \ln(1 - t_n) + \text{traitement}_i + \sum_n \gamma_n \text{Année}_n + \sum_k \theta_k X_{ki} + \varepsilon_i \quad (1)$$

$\ln(\text{don})$ représente le logarithme du don du foyer auquel est ajouté 1 euro de manière à ce que $\ln(\text{don})$ soit défini pour l'ensemble des contribuables, même ceux dont le don est nul (17) ; groupe_j représente un ensemble de 12 indicatrices pour chacun des 12 groupes de revenu/QF, qui permet prendre en compte les différences idiosyncratiques dans les comportements

16. Cette méthode d'estimation nécessite donc de faire l'hypothèse que l'élasticité prix du don est la même au sein de l'ensemble des groupes de revenus considérés.
17. Cette méthode est standard dans la littérature (cf. Andreoni, 2006).

Tableau 2
Statistiques descriptives sur l'échantillon d'estimation

Statut d'imposabilité	Parts de quotient familial	Revenu disponible moyen (en € constants de 2004)	Pourcentage de donateurs	Don moyen parmi les donateurs (en € constants de 2004)	Nombre d'observations
Non imposable	1,5	15 108	13	146	55 841
	2,0	18 206	14	117	52 362
	2,5	21 350	14	136	26 786
	3,0	24 182	10	110	24 144
	4,0	28 053	11	118	20 007
	5,0	32 666	13	161	3 538
Imposable	1,0	14 219	5	171	110 016
	1,5	17 528	18	151	59 971
	2,0	21 017	18	141	45 678
	2,5	24 182	13	127	18 705
	3,0	28 100	13	126	25 042
	4,0	33 311	17	124	12 493

Lecture : les groupes imposables représentent les contribuables se situant juste au-dessus du seuil d'imposabilité et bénéficient de la réduction d'impôt pour dons aux œuvres. Les groupes non imposables représentent les contribuables se situant juste au-dessous du seuil d'imposabilité et ne bénéficiant pas de la réduction d'impôt pour dons.

Champ : foyers fiscaux français dont le revenu est compris entre le 33^e et le 83^e percentile de la distribution du revenu imposable, et ayant entre une et cinq parts de quotient familial.

Source : calculs des auteurs d'après les échantillons lourds DGI.

de dons de chacun de ces groupes. La variable *traitement_i* est une indicatrice valant 1 pour les individus appartenant à un groupe « traité ». $\ln(1 - t_n)$ représente le logarithme du prix du don pour l'année *n*. Un ensemble de variables indicatrices temporelles (*Année_n*) sont ajoutées pour permettre de tenir compte de la présence de chocs annuels dans les comportements de dons affectant tous les contribuables de notre échantillon de la même façon. Enfin un ensemble de variables de contrôle *X_i* sont incluses ; ces variables sont le logarithme du revenu disponible du foyer (18), l'âge du chef de foyer, le statut marital du chef de foyer, et une variable indicatrice égale à 1 si le chef de foyer est salarié. Dans cette spécification en double-différence, l'élasticité prix du don est identifiée par le paramètre β .

Il est possible de comparer l'évolution de la distribution des dons parmi les six groupes de revenu/QF imposables et les six groupes de revenu/QF non imposables avant la première réforme du taux de réduction (années 2000-2002), après la première réforme du taux de réduction en 2003 (années 2003-2004) et enfin après la réforme de 2005 ayant porté le taux de réduction à 66 % (années 2005-2006) (cf. graphique II). On

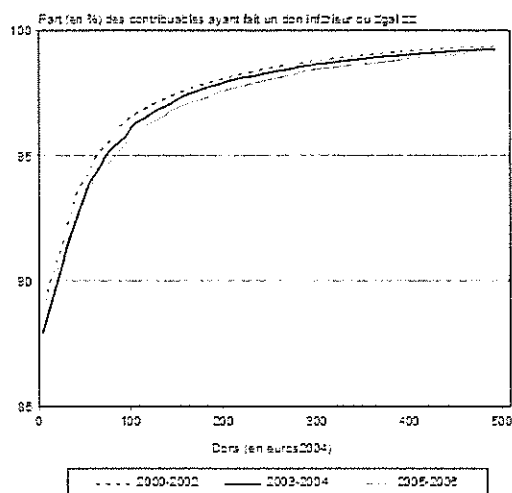
observe une augmentation du don des foyers imposables suite aux réformes, en particulier après celle de 2003. Au contraire, la distribution des dons des foyers non imposables est restée relativement stable au cours du temps. L'effet de la variation du taux de réduction peut être estimé en comparant chaque quantile de la distribution des dons des foyers imposables et non imposables, avant et après chaque réforme. La technique d'estimation par régressions quantiles censurées correspond à l'extension de cette analyse graphique à un modèle de régression du type de l'équation (1), ce qui permet d'introduire diverses variables de contrôle.

Cette méthode d'identification peut néanmoins poser plusieurs types de problèmes. Tout d'abord, on peut légitimement s'interroger sur la qualité des informations concernant les dons des contribuables non imposables, dans la mesure où, ne pouvant bénéficier de la réduction d'impôt, ils n'ont pas d'incitation particulière à reporter précisément leurs dons.

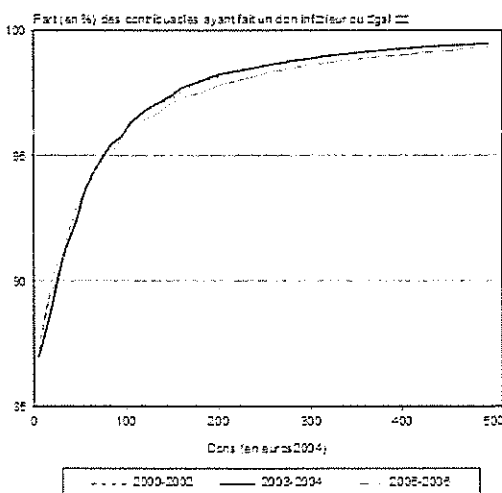
18. Le revenu disponible correspond au revenu total déclaré moins l'impôt net dû. Pour calculer l'impôt net dû par le foyer, nous excluons la réduction d'impôt pour dons aux œuvres, de sorte que le revenu disponible soit bien exogène au niveau de don effectué par le foyer.

Graphique II
Évolution de la distribution des dons entre 2000-2006 (en euros 2004)

A - Groupes de revenu/QF imposables



B - Groupes de revenu/QF non imposables



Lecture : durant la période 2000-2002, 5 % des contribuables des groupes imposables déclaraient un don supérieur à 65 euros. Les groupes imposables représentent les contribuables se situant juste au-dessus du seuil d'imposabilité et bénéficiant de la réduction d'impôt pour dons aux œuvres. Les groupes non imposables représentent les contribuables se situant juste au-dessous du seuil d'imposabilité et ne bénéficiant pas de la réduction d'impôt pour dons aux œuvres. Les observations sont regroupées par groupes d'années. 2000-2002 représente la distribution pour l'ensemble des observations des années 2000 à 2002 regroupées ensemble.

Champ : foyers fiscaux français dont le revenu est compris entre le 33^e et le 83^e percentile de la distribution du revenu imposable, et ayant entre une et cinq parts de quotient familial.

Source : échantillons lourds DGI.

Pour évaluer dans quelle mesure les ménages non imposables reportent leur don, nous avons analysé les données de notre échantillon ainsi que des données externes. Nous avons en effet eu accès à une étude menée conjointement par le Centre de Recherches et d'Études sur la Philanthropie (CeRPhi) et le laboratoire de recherches GEGOR de l'Institut d'Administration des Entreprises de Paris, portant sur un échantillon de 2 047 individus, et qui contient des questions sur la fréquence du report des dons dans les déclarations d'impôt. Parmi les ménages qui déclarent donner aux œuvres et dont le revenu est compris entre 1 000 et 4 000 euros par mois, respectivement 81 % des ménages imposables et 46 % des ménages non imposables reportent leurs dons dans leur déclaration d'impôts. Ces chiffres bruts ne permettent cependant pas d'ajuster précisément le taux de réponse en fonction du niveau de revenu, et ne peuvent pas être directement comparés aux données fiscales, car ils proviennent des déclarations simples des individus et l'échantillon n'est pas forcément représentatif de la population. Cependant, ils montrent qu'une fraction non négligeable des ménages non imposables reporte effectivement ses dons dans les déclarations d'impôts, même si cette fraction est plus faible que pour les ménages imposables. De plus, nous avons analysé le comportement de don des ménages proches du seuil d'imposition de notre échantillon, et il apparaît qu'une part importante des contribuables non imposables reportent effectivement leurs dons (cf. tableau 2).

Enfin, notre méthode ne requiert pas nécessairement que les contribuables du groupe de contrôle reportent précisément l'ensemble de leurs dons, puisque c'est l'évolution de la différence de dons entre les foyers du groupe de contrôle et ceux du groupe de traitement (et non la seule différence à un point dans le temps) qui permet d'identifier l'effet des incitations. En revanche, notre stratégie nécessite de faire l'hypothèse que la part des dons qui ne sont pas déclarés par les contribuables non imposables est stable dans le temps. Cette hypothèse est raisonnable pour notre échantillon, le comportement de don des ménages non imposables étant relativement stable au cours du temps (cf. graphique 2 et tableau A en annexe).

Par ailleurs, il est possible que certains contribuables choisissent de ne pas déclarer leur don pour des raisons éthiques, refusant d'associer leur décision individuelle de donner à une dépense publique (19). Ces ménages ont une élasticité prix du don égale à zéro, mais cependant ils n'entraînent pas d'augmentation des

dépenses publiques lors des augmentations du taux de réduction, puisqu'ils ne déclarent rien. Du point de vue de la puissance publique, c'est l'élasticité prix des ménages qui sont susceptibles de déclarer leur don qu'il importe d'estimer pour évaluer l'efficacité d'une telle mesure. La stratégie d'estimation en double différence reste valide pour mesurer cette élasticité prix, tant que l'on suppose que le nombre de ménages qui choisissent de ne pas reporter leurs dons ne varie pas en fonction du taux de réduction. Une telle hypothèse est raisonnable dans la mesure où les réductions n'entrent pas en compte dans la décision de donner de ce type de ménages.

La deuxième critique qui pourrait être adressée à notre méthode d'estimation concerne la question de la stabilité du statut d'imposabilité d'un même foyer au cours du temps. En effet, si les foyers connaissent d'importantes variations de revenus d'une année sur l'autre, qui les font passer régulièrement de part et d'autre du seuil d'imposabilité, cette instabilité est susceptible d'affecter notre estimation, de deux façons différentes. Tout d'abord, on peut craindre que notre estimation de l'élasticité prix soit en fait un mixte d'effets transitoires et d'effets permanents du prix sur les comportements de dons, car les foyers qui sont imposables l'année n , mais qui ne l'étaient pas l'année précédente, peuvent optimiser leur réduction d'impôt en reportant leurs dons d'une année sur l'autre. À l'opposé, le fait de changer de statut d'imposabilité au cours du temps peut contribuer à brouiller l'information des agents sur leur statut effectif une année donnée ; ainsi un foyer imposable mais ne l'ayant pas été l'année précédente pourrait ignorer la réduction d'impôts et se comporter comme un foyer non imposable, réduisant ainsi la valeur de l'élasticité prix estimée.

Pour s'assurer de la robustesse de nos estimations, nous prêtons une attention particulière à ces deux effets possibles de la modification du statut d'imposabilité d'un foyer au cours du temps, en effectuant différents tests de robustesse. Pour cela, nous tirons partie du fait que les échantillons annuels de l'administration fiscale contiennent un certain nombre d'informations sur les revenus du foyer l'année précédente, en particulier sur le niveau du revenu imposable du foyer en $n-1$. Il est ainsi possible d'identifier précisément les foyers qui changent de statut d'imposabilité d'une année sur l'autre. La part de ces foyers est stable au cours de la période et de l'ordre de 25 %.

19. Nous remercions un rapporteur pour avoir soulevé ce point.

Afin de tester la robustesse de nos résultats lorsque les variations de statut d'imposabilité au cours du temps sont prises en compte, nous estimons une spécification dans laquelle nous ajoutons une indicatrice pour les foyers passant d'un groupe non imposable à un groupe imposable entre l'année $n-1$ et l'année n , ainsi qu'une indicatrice pour les foyers passant à l'inverse d'un groupe imposable à un groupe non imposable. En cas d'optimisation temporelle des dons, un foyer passant d'un groupe non imposable à un groupe imposable devrait avoir tendance à donner plus, toutes choses égales par ailleurs, du fait du report des dons de l'année $n-1$ sur ceux de l'année n . Dans ce cas, l'effet du passage du statut de non imposable à celui d'imposable devrait être positif. Dans le cas contraire où les foyers ne connaissent pas précisément leur statut d'imposabilité du fait de fréquents changements de statut, un foyer non imposable l'année $n-1$ devenu imposable l'année suivante aura tendance à se fonder sur sa situation précédente et donc donner moins, toutes choses égales par ailleurs. Dans ce cas, l'effet attendu de ce changement de statut sera négatif. Un autre test de la robustesse de nos résultats consiste simplement à estimer notre modèle en retirant de notre échantillon les personnes changeant de statut d'une année sur l'autre.

Un dernier point mérite d'être mentionné : les contribuables pourraient partiellement anticiper les variations du taux de réduction au cours du temps. La loi du 1^{er} août 2003 est en effet l'aboutissement d'un long travail parlementaire, et certains donateurs auraient pu anticiper dès 2002 que le taux de réduction augmenterait l'année suivante. Pour capturer ce type d'effets de report, nous estimons également un modèle où nous introduisons la différence de prix entre l'année $n-1$ et l'année n (variation passée) et la différence de prix entre l'année n et l'année $n+1$ (variation future) comme variables explicatives dans les régressions. En cas d'anticipation de la part des contribuables, les dons devraient augmenter, toutes choses égales par ailleurs, lorsque le prix diminue entre l'année $n-1$ et l'année n , de sorte que l'effet d'une variation passée du prix devrait être négatif. De manière opposée, l'effet d'une variation de prix future devrait être positif, les contribuables tendant à donner plus lorsque le prix risque d'augmenter l'année suivante.

Enfin, il faut souligner que notre stratégie d'estimation nous conduit à concentrer notre analyse sur les ménages situés dans le milieu ou dans la deuxième partie de la distribution des revenus (entre le 33^e et le 83^e percentile), ce qui exclut

les foyers les plus riches. Il est possible que les ménages les plus riches soient plus sensibles aux réductions que le reste des ménages, comme c'est le cas aux États-Unis d'après l'étude de Bakija et Heim (2008). Notre étude permet d'étudier l'efficacité des réductions pour la majorité des ménages mais ne nous permet pas de conclure sur l'effet des réductions pour les foyers situés dans le haut de la distribution des revenus.

Estimation par régressions quantiles censurées

L'estimation des comportements de don présente un certain nombre de difficultés, dont la principale tient au fait qu'une fraction très importante de foyers ne reporte aucun don. Cette proportion est d'environ 80 % pour l'ensemble des foyers fiscaux, et de 88 % en moyenne dans notre échantillon d'estimation. Il faut donc proposer un traitement approprié de ce problème de censure pour pouvoir estimer correctement notre modèle.

Dans le cas de données censurées, l'estimation par les moindres carrés ordinaires (MCO) est biaisée. L'estimateur *Tobit* permet de traiter ce biais de censure, mais repose sur des hypothèses paramétriques sur la forme du terme d'erreur qui sont relativement fortes et de ce fait ne sont pas toujours vérifiées, en particulier lorsque la part d'observations censurées est importante. L'avantage des régressions quantiles censurées est d'offrir un traitement de la censure ne reposant sur aucune hypothèse paramétrique concernant la distribution du terme d'erreur. Le principe de base est que la régression quantile, au lieu d'estimer l'espérance conditionnelle de la variable dépendante comme dans le cas des MCO ou du modèle *Tobit*, estime les quantiles conditionnels. Lorsqu'il y a censure, une partie de la distribution de la variable dépendante est inobservable pour l'économètre, qui doit donc faire des hypothèses sur la partie censurée de la distribution s'il veut calculer l'espérance conditionnelle de la variable dépendante. À l'inverse, les quantiles conditionnels ne sont pas affectés par la censure, dès lors que ces quantiles sont supérieurs au point de censure. Il n'est donc pas nécessaire de faire des hypothèses sur la partie censurée de la distribution pour estimer ces quantiles conditionnels.

Il existe plusieurs estimateurs de régressions quantiles censurées. Nous utilisons ici une technique de régressions quantiles censurées en trois étapes (cf. encadré 3, ainsi que Fack

UN ESTIMATEUR DE RÉGRESSIONS QUANTILES CENSURÉES EN TROIS ÉTAPES

Pour comprendre le mode de fonctionnement de l'estimateur de régressions quantiles censurées, il est utile de commencer par rappeler le principe des régressions quantiles dans le cas général, en l'absence de censure. Une régression quantile consiste simplement à exprimer un quantile de la distribution d'une variable dépendante (ici le logarithme du don D^*) comme une fonction linéaire de variables explicatives X . Le τ -quantile de la distribution de D^* peut ainsi s'écrire de la manière suivante :

$$Q_{\tau}(U) = X' \beta(U)$$

Le vecteur de paramètres β varie en fonction du quantile τ de la distribution que l'on cherche à estimer. L'impact de la variable X_k sur la distribution de D^* est donc donné par la manière dont le paramètre β_k varie avec τ . Si β_k est croissant en U alors la variable X_k a un effet plus fort sur les dons d'un montant élevé que sur les dons modestes. L'estimation du vecteur de paramètres β est obtenue par optimisation linéaire (cf. Koenker, 2005).

À cause de la censure des dons à 0, nous n'observons pas directement D^* mais uniquement la variable D , avec $D = D^*$ si $D^* > 0$, et $D = 0$ sinon. De ce fait, le quantile de la distribution de D est désormais une fonction semi-linéaire, et non plus linéaire, de notre vecteur de variables X . Nous obtenons donc un modèle de régression quantile censurée (Powell, 1986) de la forme : $Q_{\tau}(U) = \max(X' \beta(U), 0)$

La différence avec les régressions quantiles non censurées est donc la présence de contraintes semi-linéaires (et non plus linéaires), dues au fait que pour certaines valeurs de X , le τ -quantile de la distribution peut se trouver inférieur au point de censure, et que sa valeur, censurée à 0, n'est pas observée. La présence de ces contraintes semi-linéaires rend difficile l'estimation de ce modèle par les techniques habituelles d'optimisation linéaire. Pour parer à ce problème, l'estimateur en trois étapes de Chernozhukov et Hong (2002) permet de se débarrasser de ces contraintes semi-linéaires en se ramenant à l'estimation de régressions quantiles classiques, rendant ainsi l'estimation du modèle plus facilement calculable, en particulier en pour des échantillons de taille importante, et des modèles comprenant de nombreuses variables explicatives.

Le principe de l'estimateur en trois étapes est le suivant :

Première étape : elle consiste à sélectionner un ensemble d'observations pour lesquelles le quantile $Q_{\tau}(U)$ que l'on cherche à estimer est dans la partie non censurée de la distribution. Pour ce faire, il suffit d'estimer un modèle de probabilité de n'être pas censuré (avec les mêmes variables explicatives X) de la forme :

$$h(X) = P(D^* > 0 | X)$$

et de sélectionner toutes les observations pour lesquelles $h(X) > 1 - U$. Intuitivement, cela revient à dire que

pour toutes les observations sélectionnées, la probabilité que D^* soit supérieur à 0 est supérieure à $1 - U$. Autrement dit, parmi les observations sélectionnées, la part des observations non censurées est supérieure à $1 - U$. Le U -quantile de la distribution de D est donc bien défini et est supérieur à 0 pour ces observations. Dans notre étude, nous utilisons un simple modèle *logit* pour estimer $h(X)$, en utilisant le même ensemble de variables explicatives, décrit dans la spécification de l'équation (1) :

$$\ln(\text{don}_i) = \sum_j \alpha_j * \text{groupe}_j + \beta * \ln(1 - t_n) * \text{traitement}_i + \frac{\sum_n \gamma_n \text{Annee}_n + \sum_k \theta_k X_{ki} + \varepsilon_i}{n} \quad (1)$$

Comme la spécification de notre modèle pour $h(X)$ peut être inexacte, nous ne sélectionnons pas toutes les observations telles que $\widehat{h(X)} > 1 - \tau$, mais nous prenons toutes les observations telles que $\widehat{h(X)} > 1 - \tau + c$, où $\widehat{h(X)}$ désigne la probabilité prédite par notre modèle *logit* et c est une constante permettant d'éliminer les observations que le biais de spécification pourrait conduire à sélectionner à tort.

Deuxième étape : les observations sélectionnées au cours de la première étape garantissant que le U -quantile de la distribution de D est bien défini et au-dessus du point de censure, on peut donc se débarrasser des contraintes semi-linéaires et estimer une régression quantile classique :

$$Q_{\tau}(U) = X' \beta(U)$$

sur l'ensemble des observations sélectionnées. L'estimateur $\widehat{\beta}_0$ ainsi obtenu est facilement calculable et il est non-biaisé. Néanmoins, étant donné que nous n'avons pas nécessairement sélectionné dans la première étape le plus grand ensemble possible d'observations telles que le U -quantile de la distribution de D soit défini ($h(X) > 1 - U$) mais seulement un sous-ensemble d'observations satisfaisant cette condition, l'estimateur $\widehat{\beta}_0$ obtenu dans la deuxième étape, bien que non-biaisé, n'est pas efficace (de variance minimale). En revanche, il nous est désormais possible de sélectionner le plus grand ensemble d'observations pour lesquelles le U -quantile de la distribution de D est défini. En effet, comme $\widehat{\beta}_0$ est non biaisé, toutes les observations telles que $X' \widehat{\beta}_0(\tau) > 0$ satisfont la condition garantissant que le quantile d'intérêt est bien défini : $X' \beta(U) = Q_{\tau}(U) > 0$. Donc pour terminer cette seconde étape, nous sélectionnons toutes les observations telles que $X' \widehat{\beta}_0(\tau) > 0$.

Troisième étape : elle consiste simplement à estimer une régression quantile classique sur l'ensemble des observations sélectionnées dans la deuxième étape

$$Q_{\tau}(U) = X' \beta_1(U)$$

Nous obtenons ainsi un estimateur sans biais et de variance minimale $\widehat{\beta}_1$ de β .

et Landais, 2009) proposée par Chernozhukov et Hong (2002). L'utilisation de régressions quantiles présente l'avantage non seulement de régler le problème de censure en utilisant un minimum d'hypothèses, mais également de permettre d'observer l'hétérogénéité des réponses aux incitations fiscales en fonction du niveau de dons. En effet, en faisant varier le quantile de la distribution qu'on cherche à estimer, on obtient différents paramètres pour les variables d'intérêt du modèle, et donc en l'occurrence pour l'élasticité prix du don. L'élasticité prix du don obtenue pour des quantiles élevés de la distribution des dons nous donne donc une idée de la manière dont les donateurs qui donnent des montants importants réagissent aux variations de prix, tandis que l'élasticité prix du don obtenue pour des quantiles inférieurs nous permet de connaître la réaction des foyers qui font des dons de taille plus modeste.

Résultats et robustesse des estimations

Nous présentons d'abord les résultats de la spécification de base avant de discuter la robustesse des estimations.

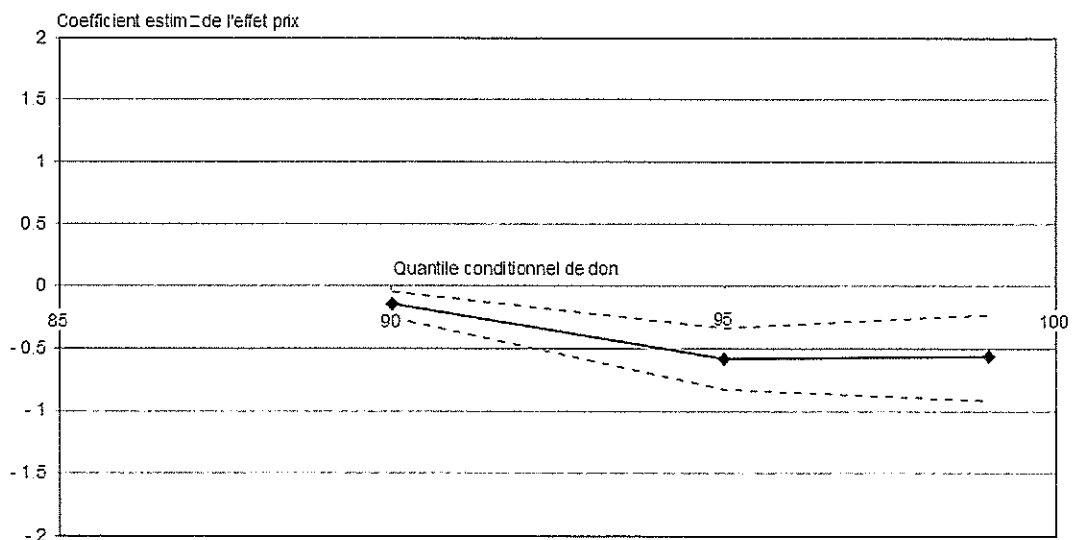
Résultats de la spécification de base

L'effet estimé s'interprète directement comme une élasticité. À cause de la forte censure de la variable de don, seuls les quantiles supérieurs (90^e et plus) sont estimés de façon robuste (cf. graphique III) (20).

Les résultats mettent en évidence la faiblesse de l'effet des réformes : pour tous les quantiles définis, le coefficient varie entre - 0,2 et - 0,6, ce qui est bien plus faible en valeur absolue que la valeur unitaire, qui est en générale prise comme référence pour évaluer l'effet des incitations fiscales au don. L'impact des réformes est cependant hétérogène, puisque l'effet estimé varie en fonction du quantile : l'effet est plus fort pour les quantiles les plus élevés (95^e et 99^e) que pour le 90^e quantile (cf. graphique III). Si l'effet des réductions fiscales était homogène, on aurait observé une translation de l'ensemble de la distribution des dons vers la droite, et les coefficients estimés auraient été égaux pour tous les quantiles. Mais on constate au contraire que l'effet n'est pas le même pour l'ensemble de la distribution. Les donateurs les plus « généreux »

20. Le tableau des résultats correspondants figure en annexe (tableau B).

Graphique III
Estimation de l'élasticité prix du don pour les différents quantiles



Lecture : la courbe pleine représente les résultats des régressions quantiles censurées. Les courbes en pointillés représentent l'intervalle de confiance à 95% calculé avec la méthode du bootstrap (200 répliques). L'augmentation de 1% du prix du don réduit de 0,16% le montant des dons au niveau du 90^e quantile conditionnel.

Champ : foyers fiscaux français dont le revenu est compris entre le 33^e et le 83^e percentile de la distribution du revenu imposable, et ayant entre une et cinq parts de quotient familial.

Source : calculs des auteurs d'après les échantillons lourds DGI.

ont donc réagi plus fortement à l'augmentation des incitations fiscales, que les « petits » contributeurs, qui ne semblent pas avoir beaucoup modifié leur comportement suite aux réformes.

La comparaison des estimations obtenues par régressions quantiles censurées avec celles résultant des moindres carrés ordinaires (MCO) et du *Tobit* (cf. tableau C en annexe) montre que les estimations par les MCO sont biaisées à cause du fort niveau de censure des dons (ce qui donne une élasticité prix plus faible que les résultats des régressions quantiles). L'estimation par les MCO (-0,161) est en effet comparable à l'estimation pour le 90^e quantile mais plus faible que pour les quantiles supérieurs. L'estimation avec un modèle *Tobit* correspond à un effet marginal sur la moyenne conditionnelle des dons observés de -0,4, ce qui est plus proche des estimations pour les quantiles supérieurs. L'existence d'effets hétérogènes montre cependant la limite de l'estimation avec un modèle *Tobit*, qui extrapole à l'ensemble de la distribution l'estimation réalisée sur quelques observations non censurées. À l'inverse, les régressions quantiles ne nécessitent pas de connaître la forme de la distribution en dessous du point de censure et permettent d'étudier l'hétérogénéité de l'effet des incitations fiscales.

Les estimations obtenues avec régressions quantiles ne donnent pas une valeur de l'élasticité moyenne directement comparable avec les estimations réalisées dans des études antérieures. Le calcul des effets moyens nécessite en effet de simuler une distribution conditionnelle contre-factuelle à partir des estimations des différents quantiles. Malheureusement, une telle simulation ne peut pas être réalisée dans le cas de données censurées, puisqu'il n'est pas possible de savoir quel est l'effet des incitations fiscales pour les quantiles conditionnels qui sont situés en dessous du point de censure, à moins de faire des hypothèses très fortes sur l'effet pour ces quantiles. Cependant, comme les estimations ne sont jamais supérieures à 0,6 en valeur absolue sur l'ensemble des quantiles conditionnels, l'élasticité moyenne pour les quantiles définis ne peut pas être supérieure à cette valeur. Nos estimations correspondent donc aux estimations les plus basses de l'ensemble des études réalisées sur données américaines. Une des raisons de leur faiblesse par rapport aux autres études est probablement due au fait que les populations étudiées diffèrent en termes de revenus. Comme nous l'avons déjà souligné, nous concentrons en effet notre analyse sur les ménages situés autour de la médiane ou dans la deuxième par-

tie de la distribution des revenus (entre le 33^e et le 83^e percentile), ce qui exclut les foyers les plus riches, alors que les études réalisées aux États-Unis sont fondées sur des échantillons de ménages en moyenne plus aisés, qui peuvent être plus sensibles aux incitations fiscales que les ménages plus modestes.

Tests de robustesse prenant en compte l'optimisation temporelle et le changement de statut d'imposabilité

Comme mentionné précédemment, il est possible que les foyers anticipent les réformes des incitations fiscales et optimisent le montant de leurs dons au cours du temps de façon à bénéficier de taux de réduction plus élevés. Nous avons effectué des tests de robustesse pour vérifier que les résultats de notre spécification de base ne sont pas biaisés par l'existence de ces comportements d'optimisation. Nous avons ainsi estimé la spécification suivante :

$$\ln(\text{don})_i = \sum_j \alpha_j * \text{groupe}_j + \beta_1 * \ln(1 - \tau_n) + \beta_2 * \frac{\Delta \ln(1 - \tau)_{n-1,n}}{\ln(1 - \tau)_{n-1,n}} + \beta_3 * \frac{\Delta \ln(1 - \tau)_{n,n+1} + \sum_n \lambda_n}{\ln(1 - \tau)_{n,n+1}} + \text{annee}_n + \sum_k \theta_k * X_{ki} + \varepsilon_i$$

Où τ_n est le taux de réduction pour l'année n et $\frac{\Delta \ln(1 - \tau)_{n-1,n}}{\ln(1 - \tau)_{n-1,n}}$ et $\frac{\Delta \ln(1 - \tau)_{n,n+1}}{\ln(1 - \tau)_{n,n+1}}$ correspondent

respectivement aux différences passées et futures du logarithme du prix des contributions. Le coefficient β_2 identifie l'élasticité prix de long terme du don, en tenant compte des comportements d'optimisation d'une année sur l'autre. Si les ménages anticipent effectivement les réductions et optimisent leurs dons, le coefficient β_2 devrait être négatif et le coefficient β_3 devrait être positif. En effet, les ménages devraient donner plus s'ils ont réduit leurs dons l'année précédente, pour pouvoir profiter d'une éventuelle baisse du prix l'année n ($\frac{\Delta \ln(1 - \tau)_{n-1,n}}{\ln(1 - \tau)_{n-1,n}} < 0$) et au

contraire réduire leur contribution aujourd'hui dans l'attente d'une baisse future du prix l'année suivante.

Les résultats ne mettent pas en évidence de comportement d'optimisation de la part des ménages (cf. tableau 3, spécification B). Les évolutions passées du prix n'ont pas d'effet significatif sur le don et le signe des coefficients

suggère surtout que les ménages semblent prendre en compte avec retard les évolutions du taux de réduction. De plus, l'introduction de variables pour prendre en compte l'effet des évolutions futures et passées du prix n'affecte pas les estimations des élasticités prix de long terme, qui sont très similaires aux coefficients estimés avec la spécification de base.

La deuxième série de tests de robustesse vise à vérifier si la présence de ménages qui changent de statut d'imposabilité d'une année sur l'autre affecte nos estimations. Un premier test consiste à estimer si le fait de *passer du statut d'imposable à non imposable ou vice-versa* affecte le comportement de don, en ajoutant deux indicatrices de changement de statut dans les régressions. Les résultats (cf. tableau 3, spécification C) suggèrent que les ménages qui changent de statut ne semblent pas optimi-

ser leurs dons pour bénéficier des réductions lorsqu'ils sont imposables, mais au contraire, semblent donner en accord avec leur statut d'imposabilité antérieur. En effet, les ménages qui étaient imposables l'année précédente, mais qui ne le sont plus, donnent plus toutes choses égales par ailleurs. Parallèlement, les ménages qui n'étaient pas imposables mais le deviennent donnent moins que les autres ménages. Il est possible que ces ménages ne soient pas en mesure de prédire parfaitement leur statut d'imposabilité et les réductions auxquelles ils auront droit. Pour évaluer le biais potentiel d'atténuation lié au fait que certains ménages ne connaissent pas parfaitement leur statut d'imposabilité, nous avons estimé la spécification de base en excluant de l'échantillon les foyers qui changent de statut. Les résultats (cf. tableau 3, spécification D) montrent que les coefficients des estimations des élasticité-

Tableau 3
Tests de Robustesse

Variables	Quantile		
	Q = 0,9	Q = 0,95	Q = 0,99
A. Spécification de base			
Traitement*ln(1-t)	- 0,155*** (- 0,251 ; - 0,260)	- 0,576*** (- 0,818 ; - 0,334)	- 0,566*** (- 0,902 ; - 0,229)
B. Prise en compte de l'optimisation temporelle			
Traitement*ln(1-t)	- 0,186*** (- 0,279 ; - 0,093)	- 0,562*** (- 0,868 ; - 0,256)	- 0,623*** (- 1,027 ; - 0,218)
Traitement* $\sum_{n=1}^n \ln(1-t)$	0,201 (- 1,136 ; 0,177)	- 0,155 (- 0,837 ; 0,528)	0,405 (- 0,331 ; 1,141)
Traitement* $\sum_{n=1}^{n+1} \ln(1-t)$	- 0,127*** (- 0,306 ; - 0,050)	- 0,798*** (- 1,406 ; - 0,190)	- 0,463 (- 1,063 ; 0,138)
C. Mobilité entre les groupes			
Traitement*ln(1-t)	- 0,176*** (- 0,262 ; - 0,091)	- 0,607*** (- 0,846 ; - 0,368)	- 0,598*** (- 0,908 ; - 0,287)
Non imposable/imposable	- 0,040*** (- 0,065 ; - 0,014)	- 0,265*** (- 0,379 ; - 0,191)	- 0,139*** (- 0,223 ; - 0,055)
Imposable/non imposable	0,077*** (0,038 ; 0,115)	0,411*** (0,319 ; 0,503)	0,246*** (0,145 ; 0,348)
D. Exclusion des ménages qui changent de statut d'imposabilité			
Traitement*ln(1-t)	- 0,296*** (- 0,456 ; - 0,136)	- 1,1017*** (- 1,362 ; - 0,873)	- 0,884*** (- 1,226 ; - 0,542)
E. Censure portée à 10 euros			
Traitement*ln(1-t)	- 0,0745*** (- 0,128 ; - 0,021)	- 0,308*** (- 0,477 ; - 0,140)	- 0,565*** (- 0,902 ; - 0,227)

Leecture : les estimations proviennent de régressions quantiles censurées. Les intervalles de confiance à 95 % sont présentés entre parenthèses, et calculés à partir d'écart-types estimés avec la méthode du bootstrap (200 répliques). *** indique une significativité à 1 %.

Champ : foyers fiscaux français dont le revenu est compris entre le 33^e et le 83^e percentile de la distribution du revenu imposable, et ayant entre une et cinq parts de quotient familial.

Source : calculs des auteurs d'après les échantillons lourds DGI.

tés prix sont plus élevés, surtout pour les 95^e et 99^e quantiles. La présence de ménages qui changent de statut tend donc à atténuer l'effet estimé des incitations fiscales.

Notre spécification suit la méthode standard consistant à ajouter un euro au montant des dons déclarés, de façon à ce que la variable dépendante $\ln(\text{don}+1)$ soit définie pour l'ensemble des foyers. Cependant, étant donnée la forme de la fonction logarithme, il faut vérifier que cette procédure n'affecte pas l'estimation de l'élasticité en particulier pour les petits dons. Pour tester *la robustesse de la spécification en logarithme* nous avons fait varier le point de censure entre 0 et 10 euros. Les coefficients estimés par les régressions quantiles censurées, où nous avons placé la censure à 10 euros au lieu de 0, restent proches des estimations de base, et confirment que les résultats sont robustes pour des petites variations du niveau de censure (cf. tableau 3, spécification E).

*
* * *

Cette étude a exploité deux réformes récentes, qui ont augmenté les réductions d'impôts en faveur des dons aux œuvres, pour estimer l'effet des incitations fiscales au don en France. L'augmentation des réductions d'impôts n'a pas conduit les ménages à fortement augmenter leurs dons, du moins à court terme. Les élastici-

tés prix estimées varient entre 0,2 et 0,6 ce qui implique que les ménages ne sont pas très sensibles à une baisse du prix du don. Ces estimations se situent près de la borne inférieure des estimations existantes, mais restent comparables aux élasticités prix obtenues pour des échantillons de ménages excluant les foyers les plus riches. La stratégie d'estimation utilisée conduit en effet à concentrer l'analyse sur les groupes de ménages dont les revenus sont compris entre le 33^e et le 83^e percentile de la distribution, et il est possible que les ménages les plus riches réagissent différemment aux incitations fiscales par rapport aux moins aisés. Ces résultats suggèrent cependant que le niveau actuel des réductions d'impôts ne se justifie pour les ménages étudiés que si l'effet d'éviction entre les fonds publics et les fonds privés est important, ou si les associations et fondations d'intérêt général fonctionnent de façon plus efficace que la puissance publique.

L'estimation par régressions quantiles censurées permet de plus d'étudier l'hétérogénéité des réactions aux réformes : il s'avère que les estimations de l'élasticité prix augmentent avec le niveau de don. Il semble que les donateurs les plus généreux réagissent plus aux incitations fiscales, toutes choses égales par ailleurs, que les autres donateurs, ce qui suggère qu'un système d'incitations fiscales qui varierait en fonction du niveau de dons pourrait être plus efficace que le système actuellement en place. □

BIBLIOGRAPHIE

Amar E. et Vanovermeir S. (2008), « Donner aux organismes caritatifs. Est-ce seulement une question de niveau de vie ? », *Insee Première*, n° 1186.

Andreoni J.P. (2006), *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, S.-C. Kolm et J. Mercier Ythier eds, Amsterdam, North-Holland.

Auten G., Sieg H. et Clotfelter C. (2002), « Charitable Giving, Income and Taxes: An Analysis of Panel Data », *The American Economic Review*, n° 92, vol. 1, pp. 371-382.

Bakija J. (2000), « Distinguishing Transitory and Permanent Price Elasticities of Charitable Giving with Pre-Announced Changes in Tax Law », *Working Paper*.

Bakija J. et Heim B. (2008), « How Does Charitable Giving Respond to Incentives and Income? Dynamic Panel Estimates Accounting for Predictable Changes in Taxation », *NBER Working Paper n° 14237*.

Barett K.S., McGuirk A.M. et Steinberg R. (1997), « Further Evidence of the Dynamic Impact of Taxes on Charitable Giving », *National Tax Journal*, n° 50, Vol. 2, pp. 321-334.

- Benabou R. et Tirole J. (2006), « Incentives and Prosocial Behavior », *American Economic Review*, n° 95, vol. 5.
- Bradley R., Holden S. et McLelland R. (2005), « A Robust Estimation of the Effects of Taxation on Charitable Contributions », *Contemporary Economic Policy*, vol. 23, pp. 245-254.
- Chernozhukov V. et Hong H. (2002), « Three-Step Censored Quantile Regression and Extramarital Affairs », *Journal of the American Statistical Association*, vol. 97, pp. 872-882.
- Diamond P. (2006), « Optimal Tax Treatment of Private Contributions for Public Goods with and without Warm-Glow Preferences », *Journal of Public Economics*, n° 90, vol. 4-5, pp. 897-919.
- Eckel C. et Grossman P. (2003), « Rebate Versus Matching: Does How we Subsidize Charitable Contributions Matter ? », *Journal of Public Economics*, n° 87, pp. 681-701.
- Fack G. et Landais C. (2009), « Are Tax Incentives For Charitable Giving Efficient? Evidence from France », *American Economic Journal, Economic Policy*, à paraître.
- Falk A. (2007), « Gift-exchange in the field », *Econometrica*, n° 75, pp. 1501-1511.
- Feldstein M. et Boskin M. (1977), « Effects of the Charitable Deduction on Contributions by Low Income and Middle Income Households : Evidence from the National Survey of Philanthropy », *The Review of Economics and Statistics*, n° 59, vol. 3.
- Feldstein M. et Taylor A. (1976), « The Income Tax and Charitable Contributions », *Econometrica*, n° 44, vol. 6, pp. 1201-1222.
- Frey B.S. et Meier S. (2004), « Social Comparisons and Pro-social Behavior: Testing Conditional Cooperation in a Field Experiment », *American Economic Review*, n° 94, pp. 1717-1722.
- Harbaugh W. (1998), « What Do Donations Buy ? A Model of Philanthropy Based on Prestige and Warm-Glow », *Journal of Public Economics*, n° 67, vol. 2.
- Huck S. et Rasul I. (2007), « Comparing Charitable Fundraising Schemes: Evidence from a Natural Field Experiment », *Working Paper, University College London*.
- Karlan D. et List J. (2007), « Does Price Matter in Charitable Giving? Evidence from a Large-Scale Natural Field Experiment », *The American Economic Review*, n° 97, vol. 5, pp. 1775-1793.
- Koenker R. (2005), *Quantile Regression*, Econometric Society Monographs, Cambridge University Press.
- List J. et Lucking-Reiley D. (2002), « The Effects of Seed Money and Refunds on Charitable Giving : Experimental Evidence from a University Capital Campaign », *Journal of Political Economy*, n° 110, pp. 215-233.
- Malet J. (2005), *La Générosité des Français*, 10e édition, CeRPhi.
- Malet J. (2007), *La Générosité des Français*, 12e édition, CeRPhi.
- Meier S. (2007), « Do Subsidies Increase Charitable Giving in the Long Run? Matching Donations in a Field Experiment », *Journal of the European Economic Association*, n° 5, pp. 1203-1222.
- Mercier Ythier J. (2006), « The Economic Theory of Gift-Giving: Perfect Substitutability of Transfers and Redistribution of Wealth », *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, S.-C. Kolm et J. Mercier Ythier eds, Amsterdam, North-Holland.
- Powell J. (1986), « Censored Regression Quantiles », *Journal of Econometrics*, n° 32, vol. 1.
- Randolph W. (1995), « Dynamic Income, Progressive Taxes, and the Timing of Charitable Contributions », *Journal of Political Economy*, n° 103, vol. 4, pp. 709-738.
- Roodman D. et Standley S. (2006), « Tax Policies to Promote Charitable Giving in DAC Countries », *Center for Global Development, Working Paper*, n° 82.
- Saez E. (2004), « The Optimal Tax Treatment of Tax Expenditures », *Journal of Public Economics*, n° 88, vol. 12, pp. 2657-2684.
- Schokkaert E. (2006), « The Empirical Analysis of Transfer Motives », *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity*, S.-C. Kolm and J. Mercier Ythier eds, Amsterdam, North-Holland.

Tableau A
Statistiques descriptives par année et statut d'imposition

Année	Statut d'imposition	Revenu disponible moyen	Donateurs (en %)	Don moyen parmi les donateurs	Parts de quotient familial	Nombre d'observations
1998	Non imposable	18 232	13	131	2,2	18 266
	Imposable	17 731	11	121	1,7	35 638
1999	Non imposable	18 424	13	125	2,2	25 415
	Imposable	17 945	11	130	1,6	32 441
2000	Non imposable	18 633	13	111	2,1	16 831
	Imposable	18 204	11	136	1,6	29 051
2001	Non imposable	18 866	13	134	2,1	16 322
	Imposable	18 524	11	133	1,6	28 113
2002	Non imposable	18 837	13	130	2,1	21 855
	Imposable	18 614	12	153	1,6	34 919
2003	Non imposable	18 699	13	130	2,1	22 519
	Imposable	18 436	11	148	1,6	31 365
2004	Non imposable	18 720	13	114	2,1	20 230
	Imposable	18 469	13	144	1,6	27 782
2005	Non imposable	18 746	13	146	2,1	19 686
	Imposable	18 721	12	157	1,6	26 024
2006	Non imposable	19 015	13	157	2	21 556
	Imposable	19 049	12	193	1,6	26 752

Lecture : les groupes imposables représentent les contribuables se situant juste au-dessus du seuil d'imposabilité et bénéficiant de la réduction d'impôt pour dons aux œuvres. Les groupes non imposables représentent les contribuables se situant juste au-dessous du seuil d'imposabilité et ne bénéficiant pas de la réduction d'impôt pour dons. Les montants sont exprimés en euros constants de 2004. Champ : foyers fiscaux français dont le revenu est compris entre le 33^e et le 83^e percentile de la distribution du revenu imposable, et ayant entre une et cinq parts de quotient familial.

Source : calculs des auteurs d'après les échantillons lourds DGI.

Tableau B
Résultats de la spécification de base - Régressions quantiles censurées

Variables	Quantile		
	0,90	0,95	0,99
$\ln(1-t)$ traitement	- 0,155*** (- 0,251 ; - 0,060)	- 0,576*** (- 0,616 ; - 0,334)	- 0,566*** (- 0,902 ; - 0,229)
$\ln(\text{revenu disponible})$	1,288*** (1,032 ; 1,545)	3,001*** (2,736 ; 3,267)	1,534*** (1,309 ; 1,760)
Âge	0,0219*** (0,018 ; 0,026)	0,0805*** (0,077 ; 0,084)	0,0431*** (0,040 ; 0,046)
Célibataire	0,0842* (- 0,007 ; 0,175)	- 0,105 (- 0,266 ; 0,056)	0,227*** (0,0762 ; 0,376)
Divorcé	- 0,331*** (- 0,406 ; - 0,256)	- 0,0202 (- 0,140 ; 0,099)	- 0,0523 (- 0,166 ; 0,062)
Marié	- 0,369*** (- 0,439 ; - 0,296)	- 0,496*** (- 0,750 ; - 0,242)	- 0,160* (- 0,334 ; 0,014)
Salarié	- 3,407*** (- 3,597 ; - 3,216)	- 0,751*** (- 0,851 ; - 0,652)	- 0,474*** (- 0,569 ; - 0,380)
Constante	- 9,475*** (- 12,24 ; - 6,71)	- 29,74*** (- 32,24 ; - 27,24)	- 11,80*** (- 13,96 ; - 9,621)

Lecture : estimations de régressions quantiles censurées. Les intervalles de confiance à 95 % sont présentés entre parenthèses, et calculés à partir d'écart-types estimés avec la méthode du bootstrap (200 répliques). *** indique une significativité à 1 % et ** une significativité à 5 %.

Champ : foyers fiscaux français dont le revenu est compris entre le 33^e et le 83^e percentile de la distribution du revenu imposable, et ayant entre une et cinq parts de quotient familial.

Source : calculs des auteurs d'après les échantillons lourds DGI.

Tableau C
 Comparaison entre les régressions quantiles, OLS et Tobit

	Quantile		
	0,9	0,95	0,99
Spécification de base			
Traitement*ln(1-t)	- 0,155 (- 0,251 ; - 0,260)	- 0,576 (- 0,818 ; - 0,334)	- 0,566*** (- 0,902 ; - 0,229)
OLS			
Traitement*ln(1-t)		- 0,161*** (- 0,235 ; - 0,086)	
Tobit (effet marginal sur la moyenne conditionnelle des dons observés)			
Traitement*ln(1-t)		- 0,40*** (- 0,448 ; - 0,361)	

*Lecture : les intervalles de confiance à 95 % sont présentés entre parenthèses, et calculés à partir d'écart-types estimés avec la méthode du bootstrap (200 répliques) pour les régressions quantiles, et à partir d'écart-types robustes (groupés par groupe de ménages). *** indique une significativité à 1 % et ** une significativité à 5 %.*

Champ : foyers fiscaux français dont le revenu est compris entre le 33^e et le 63^e percentile de la distribution du revenu imposable, et ayant entre une et cinq parts de quotient familial.

Source : calculs des auteurs d'après les échantillons lourds DGI.