

Efficacité et équité des aides pour l'emploi d'un salarié à domicile.

Analyse des évaluations empiriques sur la réduction / crédit d'impôt entre 1991 et 2007(*)

Clément Carbonnier (**)

Par diverses mesures de politiques publiques, notamment la réduction / crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile, la France soutient depuis plus de deux décennies le secteur des services à la personne. Cet article réalise une comparaison critique des évaluations de ces mesures afin d'en donner la vision la plus globale possible. Il en ressort que les hausses successives du plafond des dépenses éligibles ont été moins efficaces en termes de coût public par emploi créé que la mise en place initiale de la réforme, où le plafond était relativement bas. D'un point de vue redistributif, les services répondant à des besoins sociaux (garde d'enfant, aide à la dépendance) ne représentent qu'une part minoritaire des sommes allouées par la subvention fiscale, qui bénéficie principalement aux ménages les plus aisés.

La France initie en 1991 un tournant dans les politiques de l'emploi en mettant en place des dispositifs pour soutenir un secteur économique alors encore à construire – le secteur des services à la personne qui regroupe des activités diverses aussi bien en termes de pratiques productives que de fonctions sociales. À l'origine, la réduction d'impôt sur le revenu (des personnes physiques, IRPP) concerne tout emploi de salariés opérant au domicile de l'employeur, quelle que soit l'activité effective. Le dispositif est ensuite élargi à tous les services pouvant être effectués au domicile du consommateur de ce service et à tous les types de prestataires (emploi direct ou par le biais d'une entreprise de service). Un nouveau secteur est finalement créé dans le Code du travail en 2005 en parallèle d'un ensemble de lois visant à le structurer et le développer (DEVETTER, JANY-CATRICE, 2010). Cette politique est reprise dès la fin des années 1990 par la Commission européenne, qui recommande aux États membres d'adopter de pareils schémas incitatifs (MOREL, 2015).

De nombreuses motivations sont mises en avant pour justifier cette aide au développement des services à la personne (MOREL, CARBONNIER, 2015). L'emploi des moins qualifiés et l'accroissement des besoins sociaux, notamment en lien avec

le vieillissement de la population, sont parmi les principales ; citons également les besoins de garde d'enfant ou la possibilité pour les plus qualifiés – et particulièrement les femmes – d'exprimer pleinement leur potentiel productif sur le marché du travail en déléguant les tâches ménagères. Ces motivations peuvent être regroupées en deux familles, qui chacune renvoie à un type de politique publique : la première correspond aux « politiques de l'emploi », qui visent à augmenter la demande de travail ; la seconde au domaine de la « protection sociale », en ce qu'elle consiste à subventionner l'achat par les ménages de services relevant de l'aide sociale.

Pour ce qui est de la première famille, dans un contexte de désindustrialisation en Europe, il a semblé nécessaire de stimuler les perspectives d'emploi pour les travailleurs non qualifiés dans le secteur des services à la personne (DEBONNEUIL, 2008). L'aide publique à ces services a également été développée pour réduire le nombre d'emplois non déclarés, plus faciles à cacher lorsqu'ils sont effectués au domicile du particulier-employeur. Il est d'ailleurs complexe de faire la différence entre la création nette d'un emploi et la déclaration d'un emploi précédemment clandestin, seulement quelques études s'y étant essayé (FLIPO, 1998 ; MARBOT, 2008). De fait, l'expression « emploi créé » qui est utilisée dans la suite de l'article désigne l'ensemble des emplois déclarés qui ne l'auraient pas été si la réduction d'impôt n'avait pas été mise en place (soit parce qu'ils n'auraient pas existé, soit parce qu'ils auraient été clandestins).

En ce qui concerne la famille de motivations liées à la protection sociale, la subvention à la garde d'enfant peut être considérée comme se substituant à la provision de garde préscolaire collective de type crèche.

(*) L'auteur remercie Agnès Gramain, Nathalie Morel, Bruno Palier, Delphine Roy, Michaël Zemmour, les participants au séminaire « Analysing the political economy of household services in Europe » ainsi que les rapporteurs de *Travail et emploi* pour leurs commentaires et conseils.

(**)Théma (Théorie économique, modélisations et applications), université de Cergy-Pontoise et Liepp (Laboratoire interdisciplinaire d'évaluation des politiques publiques), Sciences-Po ; clement.carbonnier@u-cergy.fr

Des modes de garde alternatifs ont en effet été fortement développés par les pouvoirs publics, surtout dans les zones immobilières tendues où les gardes collectives traditionnelles se révèlent parfois extrêmement coûteuses en matière de dépense publique (SÉCURITÉ SOCIALE, 2013). Par ailleurs, la question des soins à domicile aux personnes âgées est de plus en plus prégnante en raison du vieillissement de la population. La subvention fiscale des services à la personne serait donc un élément dans l'ensemble des politiques visant à traiter le problème croissant de la dépendance.

L'ensemble des dépenses sociales qui n'apparaissent pas comme telles dans les comptes nationaux mais qui de fait façonnent les systèmes de protection sociale, participe de ce que Christopher HOWARD (1997) a qualifié d'État-providence caché. L'Organisation de coopération et de développement économiques (OCDE) tente de mesurer cette part et montre que les écarts de coût public des systèmes de protection sociale entre les pays membres tendent à s'estomper lorsqu'on la prend en compte (ADEMA *et al.*, 2011). Pour autant, l'efficacité allocative aussi bien que l'équité des systèmes de protection sociale diffèrent selon l'importance de leurs parties affichée et cachée. Par exemple, de nombreuses politiques soutiennent tout ou partie du secteur des services à la personne, avec des impacts très divers sur l'emploi et l'allocation de la protection sociale.

Outre la réduction d'impôt étudiée ici, ce foisonnement de dispositifs comprend des aides administratives (chèque emploi service universel [Cesu], gestion complète et gratuite de la fiche de paie *via* le site www.pajemploi.fr pour la garde d'enfant), des allocations directes (allocation personnalisée d'autonomie [APA], prestation d'accueil du jeune enfant [Paje]), des dépenses sociales (exonérations ou réductions de cotisations employeur pour la garde d'enfant, pour l'aide patronale aux Cesu préfinancés, pour les associations du secteur et pour l'emploi direct ou par des prestataires d'aide à domicile aux personnes fragiles) et des dépenses fiscales (réduction / crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile, exonération de taxe sur la valeur ajoutée [TVA] pour les associations agréées et taux réduit pour les entreprises agréées, exonération d'impôt sur le revenu de l'aide financière accordée par l'employeur pour les services à la personne, impact sur l'impôt sur les sociétés [IS], dont le crédit associé pour le préfinancement du Cesu).

Le présent travail s'intéresse spécifiquement à une dépense sociofiscale, la réduction d'impôt sur le revenu des ménages utilisateurs à hauteur de 50% des dépenses annuelles dans les services à la personne depuis l'exercice 1992. Cet instrument est en effet emblématique de la volonté politique de développer les services à la personne et représente une part très importante de ces politiques d'un point de vue financier : 3,17 milliards d'euros en 2011, soit plus de 55% des dépenses visant à soutenir le secteur (GAROCHE, ROGUET, 2014). L'enjeu de notre analyse est de confronter les résultats de plusieurs évaluations

d'impact précises mais de portée locale afin de donner la vision la plus globale possible de l'efficacité de la réduction / crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile en termes de création / déclaration d'emplois.

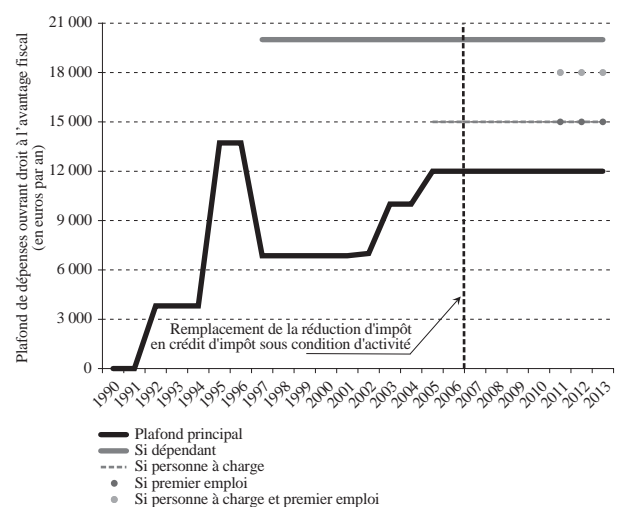
La première partie de l'article est consacrée à la présentation détaillée de la mesure et de ses bénéficiaires, ainsi qu'aux arguments théoriques sur les déterminants de l'efficacité du dispositif. L'analyse empirique de l'impact sur l'emploi des politiques de subvention des services à domicile est présentée dans la deuxième partie, qui comprend une discussion et une proposition d'estimation alternative d'une des composantes du dispositif (la transformation de la réduction en crédit d'impôt, *cf. infra*).

Une réduction d'impôt comme politique de l'emploi

La réduction / crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile

La réduction d'impôt correspondant à 50% des dépenses de services à domicile est introduite par la loi de finances pour 1992. Le plafond de dépenses a été beaucoup modifié depuis (voir graphique 1), à la fois à la hausse et à la baisse. Outre ces modifications de plafond, la principale réforme consiste en 2007 à remplacer partiellement (sous condition d'activité des membres du ménage fiscal) la réduction d'impôt par un crédit d'impôt. Alors qu'une réduction ne peut bénéficier qu'à concurrence du montant d'impôt dû, le crédit d'impôt bénéficie intégralement au contribuable, *via* un impôt négatif si nécessaire. Ainsi, les célibataires actifs ainsi que les foyers fiscaux où les deux conjoints travaillent ou cherchent un emploi ont vu la réduction d'impôt transformée en crédit tandis que les autres foyers fiscaux ne sont restés bénéficiaires que de la réduction d'impôt.

Graphique 1 : La subvention fiscale pour les services à domicile



Note : La subvention fiscale correspond à la moitié des dépenses jusqu'au plafond. Alors qu'elle ne pouvait pas être supérieure à l'impôt dû jusqu'en 2006, elle peut l'être depuis 2007 sous condition d'activité.

Contrairement à ce qui est fait dans les documents administratifs pour des raisons juridiques, nous ne considérons pas pour notre analyse la réduction et le crédit d'impôt comme deux politiques différentes mais comme des modalités spécifiques d'une même mesure fiscale. De même, nous ne suivons pas le découpage administratif et juridique entre réduction et crédit. Ce qui les sépare économiquement n'est pas la différence de droits ouverts mais le fait que certains ménages n'auraient pas droit à la même subvention fiscale sous les deux régimes. Ainsi, nous comptons comme bénéficiaires de la réduction et non du crédit d'impôt les ménages actifs (donc légalement bénéficiaires du crédit) qui, du fait d'un impôt initialement dû suffisant, se retrouvent bénéficiaire d'un montant de crédit d'impôt exactement égal à ce dont ils auraient bénéficié s'ils n'avaient eu droit qu'à la réduction. La politique de crédit d'impôt représente donc dans ce cadre le surplus de subvention fiscale par rapport à ce qu'aurait attribué une simple réduction d'impôt.

En outre, le détail des services effectivement concernés par la mesure n'est clairement défini qu'à partir de 2007. Auparavant, le Code général des impôts faisait référence aux services rendus au domicile de l'employeur ou aux prestations de services équivalentes fournies par des associations ou des entreprises agréées. Depuis, la réduction d'impôt est ouverte pour l'emploi direct ou l'achat aux entreprises ou associations de services tels que ceux recensés par l'article D. 7231-1 établi par décret d'application de l'article L. 7231-1 du Code du travail, qui définissent le périmètre des services à la personne. Ce changement a notamment officialisé comme entrant dans le champ de la réduction d'impôt des services pour lesquels les ménages ne demandaient pas le remboursement fiscal. Il a ainsi constitué un élargissement de fait de l'ensemble des prestations ouvrant droit à la réduction / crédit d'impôt.

Efficacité et distributivité du dispositif : considérations théoriques

Avant toute considération technique sur les méthodes d'évaluation, il convient de comprendre la nature des impacts potentiels de la mesure et leur étendue probable. Même si l'on se restreint aux créations d'emplois, les impacts sont multiples. La catégorisation que nous avons présentée dans un travail antérieur (CARBONNIER, 2014) pointe la nécessité de prendre en compte non seulement le nombre des emplois créés mais aussi leur qualité (salaire, horaire, conditions de travail), ainsi que l'efficacité de l'allocation de services à la demande. En effet, l'intervention publique sur le marché des services à la personne modifie l'allocation de ces services et on peut se demander dans quelle mesure elle l'améliore ou la détériore.

Les critères pour juger l'efficacité allocative d'une politique ne sont pas évidents à déterminer. D'après un critère usuel de la théorie économique, l'allocation est efficace si les consommateurs effectifs des services sont ceux qui en tirent le plus grand bien-être. Cependant, cette efficacité allocative n'est pas mesurable et encore moins comparable entre individus ; la disposition marginale à payer n'a guère plus de raison de la révéler fidèlement⁽¹⁾. Une autre manière de l'évaluer serait non pas de considérer l'utilité subjective des consommateurs eux-mêmes mais un jugement, extérieur à eux et commun pour tous, sur les services qui leur seraient rendus. Pour les soins liés à la dépendance, les critères médicaux pourraient être mobilisés, comme c'est le cas par exemple à travers les Gir (groupes iso-ressources) pour l'APA (classement en six groupes selon le degré d'autonomie et les besoins d'aide). L'exemple de l'APA montre que les critères d'allocation prennent en compte non seulement l'utilité du service mais également l'utilité de la subvention pour avoir accès à ces services. Ainsi, le montant de l'aide est non seulement déterminé par les besoins définis par le corps médical, mais dépend également des revenus de l'allocataire.

Se pose alors la question plus générale de l'universalité de la prestation sociale (pour tous, même niveau de droit à prestation / allocation) ou, au contraire de sa redistribution *via* une allocation ciblée sur les bas revenus. Ce dilemme est particulièrement prégnant dans le cas des politiques sociofiscales par rapport aux politiques sociales budgétaires car de tels dispositifs peuvent s'avérer anti-redistributifs. En effet, étant par principe des politiques incitatives, les politiques sociofiscales présentent le risque d'être en réalité captées par les ménages les plus aptes à le faire, c'est-à-dire souvent les ménages les plus aisés. C'est effectivement le cas pour la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile, dont le coût, même après subvention, demeure suffisamment élevé pour que ce ne soit que les plus aisés qui consomment et bénéficient ainsi de l'avantage fiscal. En particulier, alors que la mesure est censée aider les personnes âgées dépendantes à financer les besoins liés à leur perte d'autonomie, nous montrons que la subvention aux services à la personne, même si l'on ne regarde que la partie allouée aux ménages les plus âgés

(1) L'analyse économique standard utilise souvent la disposition marginale à payer comme révélateur de l'utilité marginale de la consommation, sous la notion de «surplus du consommateur». Cette manière d'analyser le bien-être, qui remonte à Alfred Marshall au XIX^e siècle, nécessite de faire l'hypothèse excessivement forte de constance de l'utilité marginale de la monnaie (qui correspond à l'utilité supplémentaire que l'on peut retirer de la dépense d'un euro supplémentaire). De plus, l'analyse de l'efficacité allocative *via* la notion de disposition marginale à payer nécessiterait une hypothèse additionnelle encore moins réaliste : l'égalité de l'utilité marginale de la monnaie de tous les consommateurs.

(plus de 80 ans), est captée presque exclusivement par les ménages du dernier centile de la distribution des revenus. Ainsi, la structure de la dépense fiscale, dont les droits sont acquis par un simple comportement de consommation est susceptible de générer de fortes inégalités.

De plus, il existe des liens forts entre les caractéristiques distributives de la subvention fiscale et son efficacité en termes de création d'emploi. En effet, le dispositif fiscal est d'autant plus efficace d'un point de vue quantitatif que le nombre d'emplois créés est important comparé aux emplois déjà existants bénéficiant de la subvention. L'effet incitatif est important si de nombreux consommateurs potentiels sont prêts à acheter de tels services, mais y renoncent en l'absence d'aide publique pour des raisons budgétaires. Ces consommateurs incités peuvent être divisés en deux groupes : les « consommateurs incités » qui consommaient déjà et augmentent leur consommation du fait de la subvention (marge intensive) et les « non-consommateurs incités » qui ne consommaient initialement pas et se mettent à le faire (marge extensive). D'autres ménages, les « non-consommateurs non incités », ne tirent pour leur part que peu d'utilité de tels services ou trouvent leur coût, même subventionné, trop élevé. Ils continuent donc à ne pas en consommer malgré le dispositif, qui n'est pas pour eux incitatif ; il n'est pas non plus coûteux pour les finances publiques. À l'opposé, certains ménages, les « consommateurs non incités », tirent un bénéfice tellement important de ces services ou considèrent leur coût suffisamment abordable comparé à leurs ressources, qu'ils les consommeraient même s'ils n'étaient pas subventionnés. Pour eux non plus, le dispositif n'est pas incitatif, mais il est coûteux puisqu'ils bénéficient de la subvention fiscale sur les dépenses de services à la personne qu'ils auraient tout de même effectuées sans l'incitation fiscale. Ils bénéficient ainsi d'un effet d'aubaine de la réforme.

L'efficacité moyenne de la réforme (c'est-à-dire la quantité de services générés par euro public dépensé, voir CARBONNIER, 2014) dépend de la somme des services consommés par les « non-consommateurs incités » et des nouvelles consommations des « consommateurs incités », rapportée à la somme des consommations des « consommateurs non incités » et des services que les « consommateurs incités » auraient consommés même sans subvention fiscale. Les « non-consommateurs non incités » n'entrent pas ici en ligne de compte.

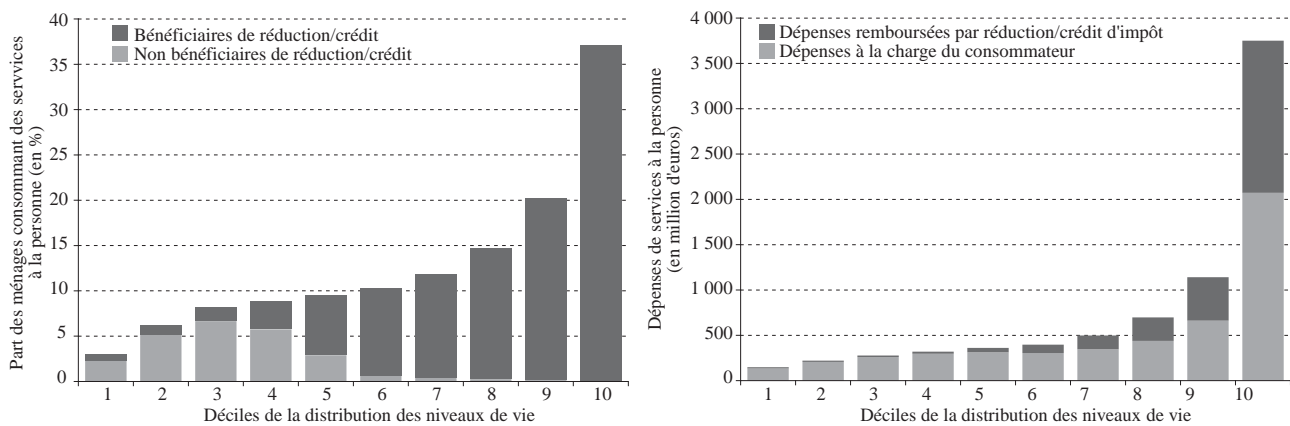
Dans une perspective générale, Thomas PIKETTY (1998) a comparé le développement des services en France et aux États-Unis à la fin du XX^e siècle. Il explique le sous-développement relatif de ces services en France, non seulement par des différences culturelles dues à une vision différente de la domesticité mais également par d'importants écarts de pouvoirs d'achat et de coûts de ces services. Les

inégalités plus importantes aux États-Unis seraient ainsi un bon terreau pour le développement des services à la personne, par l'augmentation à la fois de l'offre et de la demande. En l'absence de salaire minimum élevé, et ne pouvant pas compter sur un filet de sécurité sociale généreux, les travailleurs les moins productifs sont contraints d'accepter de mauvaises conditions de travail et, notamment, de faibles salaires. Cette stimulation de l'offre s'accompagne d'une demande soutenue car les inégalités américaines sont également tirées par des classes aisées particulièrement fortunées qui peuvent profiter pleinement de ces faibles coûts des services grâce à un budget peu contraint.

L'application de ces arguments au cas français diffère selon que l'on considère la situation au début des années 1990 (lorsque la réduction d'impôt a été mise en place) ou aujourd'hui. À ses débuts, l'ampleur de la réduction de coût (la moitié des dépenses engagées) a pu effectivement être incitative. De fait, le bas niveau initial du développement des services à la personne a eu pour conséquence la faiblesse de l'effet d'aubaine (peu de consommateurs au départ, donc peu de « consommateurs non incités » et une part modeste d'effet d'aubaine chez les « consommateurs incités »). On peut donc s'attendre à un impact initial relativement efficace en moyenne. Dans les deux décennies suivantes, la situation a considérablement évolué. Tout d'abord, les inégalités ont fortement augmenté, notamment en raison d'une forte croissance des revenus supérieurs (ALVAREDO *et al.*, 2013 ; OECD, 2015 ; PIKETTY, 2003). Tirés par la demande, les services à la personne se sont développés si bien que l'on peut s'interroger sur l'efficacité actuelle de la réduction d'impôt : les consommateurs potentiels sont plus nombreux et sont, potentiellement, de plus gros consommateurs ; mais ils resteraient peut-être de gros consommateurs en l'absence de la réduction d'impôt (il y aurait donc à la fois une plus grande part de « consommateurs non incités » et une plus grande part d'effet d'aubaine dans les consommations des « consommateurs incités »).

Parallèlement à l'effet de la hausse des inégalités, de nombreuses autres mesures que la réduction d'impôt ont contribué à la croissance du secteur des services domestiques : en particulier, le chèque emploi service puis le chèque emploi service universel (Cesu) ont permis une simplification des formalités administratives. S'il permet à un plus grand nombre de consommateurs potentiels d'être incités par la réduction d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile (ce faisant, il augmente l'ampleur de la mesure et permet le développement du secteur), il augmente également sensiblement les effets d'aubaine de la réduction d'impôt. L'efficacité du dispositif incitatif a ainsi de grandes chances d'avoir changé au cours du temps en fonction de l'évolution globale de la société.

Graphique 2 : Consommation de services à domicile selon le décile de niveau de vie, 2008



Note : Le niveau de vie dans ce graphique et les suivants est un niveau de vie fiscal et ne concerne pas les prestations non déclarées à l'impôt sur le revenu.

Source : MARBOT, ROY (2011), à partir des déclarations de revenus 2008.

L'hétérogénéité temporelle de l'efficacité d'une politique n'est que l'un de ses nombreux paramètres qui, chacun, sont susceptibles d'influencer de manière différente son efficacité. Ainsi, la subvention fiscale a toujours été de 50% des sommes dépensées. On peut se demander s'il serait plus ou moins efficace de rembourser 40%, ou au contraire 60%, des sommes engagées. Il est difficile de répondre théoriquement à une telle question, et la solution ne peut provenir que d'expérimentations ou de tâtonnements. Le niveau de 50% a été choisi pour rendre le coût déclaré du travail inférieur à celui du travail caché. Si l'on considère que les employeurs ont une réticence morale pour l'embauche clandestine et une peur des contrôles, un taux de subvention inférieur pourrait être suffisant. *A contrario*, si l'on pense que les employeurs se saisissent de la possibilité de rémunérer clandestinement à des niveaux de salaire inférieurs au Smic⁽²⁾, alors, pour être efficace, le taux de subvention devrait être supérieur.

Un autre paramètre primordial de la réduction d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile est le plafond de dépenses annuelles ouvrant droit à l'avantage fiscal. Celui-ci a été modifié à de nombreuses reprises, ce qui permet de mesurer empiriquement l'efficacité des réformes ayant consisté à faire varier les plafonds et d'avoir une idée du niveau de plafond le plus performant. La seconde partie du présent article se propose précisément de comparer les estimations de l'effet sur l'emploi des divers changements de plafond observés au fil du temps. Pour comprendre la différence entre plusieurs niveaux de plafond, nous utilisons la catégorisation précédente en différents types de ménages. Les «non-consommateurs» ne peuvent pas être incités par un relèvement de plafond : à moins de

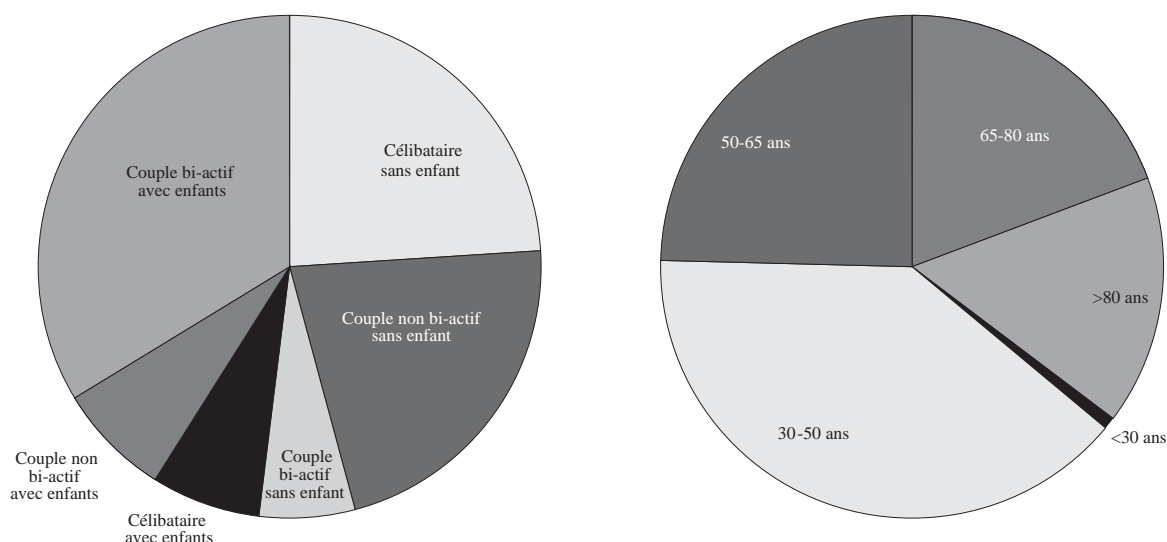
considérer des cas de dépenses par gros *quantum*⁽³⁾, il est peu probable qu'une personne qui n'a pas été incitée à consommer des services par la subvention des 7000 premiers euros, se mette à le faire parce que les 3000 euros suivants (entre 7000 euros et 10000 euros) deviendraient également subventionnés. Pour les ménages initialement consommateurs, la décision de consommer un *quantum* de services à la personne en plus dépend de la comparaison de l'utilité tirée de la consommation de ce *quantum* et de celle de la consommation alternative qu'ils pourraient s'offrir avec le même revenu. À l'exception de certains ménages ayant des besoins incompressibles et indépendants de leur niveau de ressource (par exemple pour faire face à un manque d'autonomie d'une personne âgée dépendante), l'utilité marginale des consommations de services dépend principalement des préférences individuelles et doit, en toute logique, décroître avec leur niveau de consommation de ces mêmes services : en effet, on consomme d'abord les services dont on tire le plus d'utilité de sorte que l'utilité marginale du dernier *quantum* est inférieure à celles des précédents.

Pour un ménage disposant de très peu de revenus, acheter des services domestiques nécessite de réalouer son budget : il se passe alors d'une autre consommation, probablement essentielle, se privant d'une forte utilité marginale. Ainsi, il y a peu de chances que des ménages modestes consomment des services non contraints, même à prix réduit. À

(3) Nous appelons *quantum* de dépense le plus petit montant indivisible de dépense. Un *quantum* de dépense supérieur à 10000 € peut éventuellement être envisagé pour la garde d'enfant, où la décision de reprendre un emploi à plein-temps ou de rester totalement inactif conduit à une consommation soit très importante, soit nulle de services à domicile. Toutefois, la garde d'enfant représente une très faible part des services consommés (*cf. infra*).

(2) Salaire minimum interprofessionnel de croissance.

Graphique 3 : Répartition de la dépense fiscale pour l'emploi d'un salarié à domicile par composition familiale et âge en 2005



Source : Direction générale des finances publiques (DGFiP), déclarations pour l'imposition des revenus 2005, échantillon lourd.

mesure que le revenu augmente et que la contrainte budgétaire se relâche, un achat de services domestiques remplace une consommation de moins en moins essentielle, et représente un coût d'opportunité de plus en plus faible. Le graphique 2 montre en effet une consommation et un taux de recours fortement croissants en fonction du revenu. Pour les ménages tout en haut de la distribution des revenus, le coût des services à domicile, même non subventionnés, représente une perte d'utilité, par la privation de consommations alternatives, très faible. La subvention de leurs consommations de services constitue donc avant tout un effet d'aubaine⁽⁴⁾.

La politique de subvention fiscale a par conséquent une plus grande probabilité d'être incitative envers les classes moyennes supérieures. Les moins fortunés sont majoritairement des non-consommateurs non incités, à moins qu'ils n'aient des besoins incompressibles : on remarque que la plus grande partie des rares consommateurs de la première moitié de la distribution des revenus ne bénéficie pas des subventions fiscales. Pour un plafond de dépenses faible, la mesure est susceptible d'avoir un effet incitatif sur les classes moyennes supérieures, qui peut contrebalancer l'effet d'aubaine pour les plus aisés. En revanche, une fois que sont atteints des plafonds annuels de dépense importants (plus hauts, en tous les cas, que la consommation

des classes moyennes supérieures), l'efficacité de la mesure devrait diminuer, laissant principalement la place aux effets d'aubaine pour les ménages les plus aisés.

Analyse de la distribution de l'avantage fiscal : quels sont les bénéficiaires effectifs de ces mesures ?

La répartition des avantages fiscaux donne des informations quant à leur impact sur l'efficacité des politiques d'emploi. Elle pose également la question de l'équité de la mesure. Toutefois, il convient de ne pas surinterpréter les statistiques relatives à la distribution des subventions fiscales. En effet, une part de ces transferts revient en réalité à subventionner l'achat de services répondant à des besoins sociaux. La question centrale est dans ce cas celle de l'adéquation des aides aux besoins plus que la distribution en fonction des revenus des bénéficiaires. Ces subventions fiscales accordées aux plus fortunés pourraient compenser des prestations en nature offertes aux ménages plus modestes.

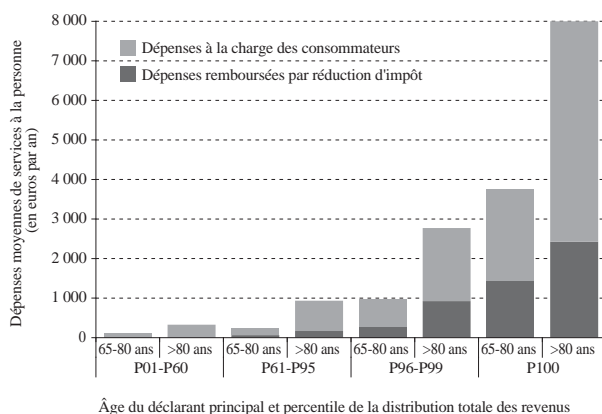
Par exemple, on pourrait imaginer que les ménages modestes aient plus facilement accès à des places en établissement d'accueil des jeunes enfants et que les plus fortunés soient tenus de faire garder leurs enfants à domicile. Ce n'est pourtant pas ce qui est observé (LE BOUTEILLEC *et al.*, 2014), puisque les ménages les plus modestes sont plutôt sous-représentés en crèche. De plus, les services de garde à domicile ne correspondent qu'à une proportion minimale des sommes allouées *via* la dépense fiscale : sur les 3,38 milliards d'euros de réduction et crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile en 2012 (DIRECTION DU

(4) Ils sont tout de même incités sur leurs dernières unités consommées mais le mécanisme de réduction d'impôt fait que, pour inciter à la consommation de cette dernière unité, il faut également subventionner toutes les autres qui auraient été consommées même sans subvention. Plus la consommation sans subvention aurait été importante, plus l'effet d'aubaine est fort.

BUDGET, 2013), le montant lié à la garde d'enfant de moins de 3 ans n'est que de 169,7 millions d'euros (OBSERVATOIRE NATIONAL DE LA PETITE ENFANCE, 2014), soit à peine 5%. De même, si les besoins d'aide à la dépendance représentent une part substantielle des services à la personne, ils ne sont pas majoritaires pour autant : les plus âgés ne captant qu'une faible part des sommes dépensées (voir graphique 3⁽⁵⁾), il est donc peu probable que l'aide à la dépendance constitue une part importante des motifs de consommation des services à la personne ouvrant droit à réduction ou crédit d'impôt.

Même pour les plus âgés, le niveau de revenu reste le principal déterminant de la consommation de services à domicile (voir graphique 4). Parmi les ménages âgés de plus de 80 ans, ceux des six premiers déciles⁽⁶⁾ ne bénéficient pratiquement d'aucun avantage fiscal. Les ménages des centiles 61 à 95 en bénéficient davantage mais, en moyenne, 5,5 fois moins que ceux des centiles 96 à 99. La croissance continue fortement tout en haut de la distribution des revenus puisque les ménages de plus de 80 ans du dernier centile de la distribution des revenus obtiennent en moyenne 2,6 fois plus de réduction d'impôt que ceux des centiles 96 à 99.

Graphique 4 : Consommation moyenne de services à la personne et subvention fiscale moyenne pour les personnes âgées en 2005



Note : Les seuils de la distribution des revenus sont calculés à partir des revenus déclarés des foyers fiscaux par unité de consommation pour l'ensemble de la population.

Source : DGFIP, déclarations pour l'imposition des revenus 2005, échantillon lourd.

(5) Ces statistiques reposent sur des données de l'année 2005 car nous n'avons pas pu accéder à celles des années suivantes. Nous présentons également des statistiques à partir des déclarations fiscales des années postérieures jusqu'à 2008, mais grâce à la source secondaire que constitue l'annexe statistique de Claire MARBOT et Delphine ROY (2011). Une différence importante entre les années 2005 et 2008 concerne l'existence du crédit d'impôt (au lieu d'une simple réduction), mais cela n'affecte pas les personnes âgées qui ne sont pas éligibles au crédit d'impôt même après son instauration.

(6) Il s'agit des déciles de la distribution des revenus déclarés des foyers fiscaux par unité de consommation pour l'ensemble de la population.

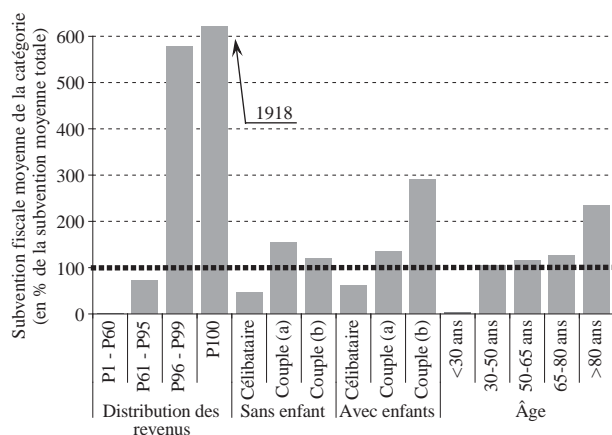
Ainsi, une part substantielle des services consommés (et ce faisant, une part substantielle de la subvention fiscale) concerne des services ne répondant pas à des besoins sociaux – on peut parler de services de confort – et pour lesquels il est important de mesurer la distribution en fonction des caractéristiques socioéconomiques des bénéficiaires. Malheureusement, nous ne pouvons pas séparer les différents types de services dans les bases de données. L'analyse doit donc se contenter d'opérer sur l'ensemble des services subventionnés.

Les ménages du bas de la distribution des revenus consomment rarement de tels services, et en petites quantités; de plus, ces dépenses bénéficient très peu de subventions fiscales (voir graphique 2). Or ces statistiques correspondent à des années où l'avantage fiscal, déjà devenu un crédit d'impôt sous conditions d'activité, est censé bénéficier aux contribuables quel que soit leur niveau effectif d'impôt. Les rares ménages du bas de la distribution des revenus consommant des services à la personne sont en fait des ménages ayant des besoins incompressibles, en particulier des personnes âgées dépendantes ne pouvant évidemment pas remplir les conditions d'activité requises pour bénéficier du crédit d'impôt. Ainsi, la moitié la plus modeste de la population a bénéficié en 2008 de seulement 4% du total de ces dépenses fiscales, quand le dernier décile en a bénéficié de plus de 60%. De plus, les différences sont tout aussi marquées à l'intérieur du dernier décile de la distribution des revenus.

En comparaison avec l'ensemble des ménages (voir graphique 5), les plus âgés bénéficient en moyenne de plus de réduction fiscale que les autres, mais dans des proportions limitées (environ deux fois plus que les 30-50 ans); il s'agit surtout des plus aisés parmi ces ménages âgés. De même, les couples biactifs avec enfants reçoivent près de trois fois la subvention fiscale moyenne, tandis que les couples non actifs et les couples sans enfant bénéficient également de plus que la moyenne. Seuls les célibataires, y compris avec enfants, perçoivent en moyenne de faibles subventions fiscales, en raison d'effets de composition liés au niveau de revenu. En effet, les différences selon le revenu dépassent de beaucoup celles liées aux autres caractéristiques⁽⁷⁾. Si les ménages des six premiers déciles ne perçoivent quasiment rien et ceux des centiles 61 à 95 moins que le niveau moyen, les ménages des centiles 96 à 99 touchent en moyenne plus de huit fois plus d'avantages fiscaux que les ménages des centiles 61 à 95. La croissance reste forte tout en haut de la distribution des revenus : les ménages du dernier centile bénéficient de près de vingt fois la subvention moyenne, soit plus de trois fois celle des ménages des centiles 96 à 99.

(7) Les différences entre les catégories d'âge et de composition familiale vont de 0% à 300%, alors qu'elles varient de 0% à 2000% selon les catégories de revenu.

Graphique 5 : Subvention fiscale par type de ménage en fonction de la subvention moyenne en 2005



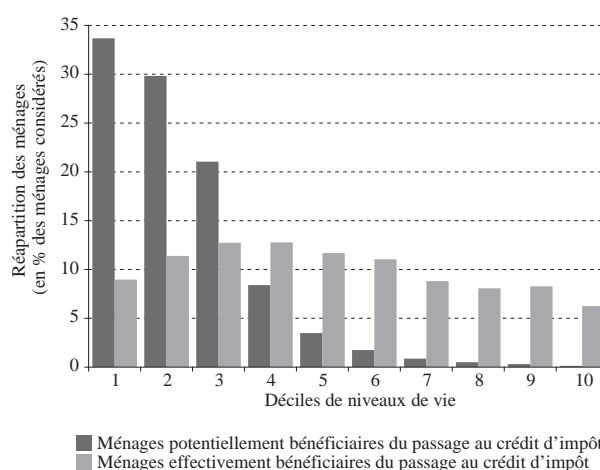
Note : La catégorie couple (b) représente les couples où les deux membres sont actifs, les autres couples sont regroupés dans la catégorie couple (a).

Source : DGFIP, déclarations pour l'imposition des revenus 2005, échantillon lourd.

Ceci incite à penser que l'efficacité des mesures incitatives en termes de création d'emploi est faible puisqu'*in fine* les consommateurs de ces services sont principalement soit des ménages situés très haut dans la distribution des revenus, soit des ménages ayant des besoins incompressibles, qui sont exactement les deux types de ménages pour lesquels l'effet d'aubaine est le plus fort. L'efficacité s'amoin-drit donc à mesure qu'on relève les plafonds, car de telles réformes ne peuvent être éventuellement incitatives que pour des ménages consommant déjà au moins au niveau du plafond avant réforme, soit plus de 7000 euros en 2003 et plus de 10000, puis plus de 15000 euros pour des réformes plus récentes (voir graphique 1). Le fait que des ménages sans besoins contraints ni revenus particulièrement élevés – donc potentiellement les ménages ayant la plus grande probabilité d'être incités à augmenter leur consommation – puissent consommer de telles quantités de services à la personne est peu probable.

Il en va autrement de la transformation de la réduction en crédit d'impôt. Pour les ménages actifs non imposables, elle revient à une diminution de moitié des prix des services dès les tout premiers euros dépensés, et correspond à l'esprit initial de la mesure, alors limitée à des dépenses relativement modestes. On pourrait donc s'attendre à ce qu'elle soit relativement efficace d'un point de vue de politique de l'emploi et qu'elle soit redistributive. Effectivement, les ménages potentiellement bénéficiaires de cette réforme se trouvent principalement dans les premiers déciles de la distribution des revenus (voir graphique 6), puisqu'il s'agit de ménages dont le montant de l'impôt est trop faible pour qu'ils puissent y imputer une éventuelle réduction. Or, ces ménages ont en majorité de faibles revenus et sont probablement des non-consommateurs non incités (ou des consommateurs contraints, et donc non incités à augmenter leurs dépenses au-delà de leur consommation contrainte).

Graphique 6 : Répartition des ménages potentiellement et effectivement bénéficiaires du crédit d'impôt, par niveau de vie en 2007



Source : MARBOT, ROY (2011), à partir des déclarations de revenus 2008.

De très rares bénéficiaires potentiels se trouvent également dans le haut de la distribution des revenus⁽⁸⁾. Contrairement à ceux du bas de la distribution, ils recourent fréquemment et en grande quantité aux services à la personne et bénéficient donc pleinement de l'aubaine de la réforme. Ainsi, alors que les ménages bénéficiaires potentiels sont massivement situés en bas de la distribution (près de 85 % dans les trois premiers déciles et plus de 96 % dans les cinq premiers déciles contre moins de 1 % dans les trois derniers et à peine plus de 0,1 % dans le dernier), les bénéficiaires effectifs de la réforme sont en réalité bien mieux répartis (moins du tiers dans les trois premiers déciles et moins de 58 % dans les cinq premiers contre près de 23 % dans les trois derniers et plus de 6 % dans le dernier). Un tel constat, mettant au jour de potentiels et importants effets d'aubaine, remet en cause l'efficacité de la mesure en termes de création d'emplois et atténue son caractère redistributif.

Analyse des évaluations empiriques

Données utilisées pour les estimations

Les réformes de la réduction d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile ont été évaluées grâce à des bases de données de déclarations de l'impôt sur le revenu, qu'il s'agisse de la base exhaustive échantillonnée par les auteures elles-mêmes (MARBOT, ROY, 2011) ou de l'échantillon lourd (CARBONNIER, 2009; GARBINTI, 2011). Cet échantillon lourd est constitué chaque année par la Direction générale des finances publiques (DGFIP)

(8) Du fait de l'importance des avantages fiscaux liés à l'impôt sur le revenu, certains ménages, même parmi les plus aisés, parviennent à annuler complètement leur impôt.

et comporte plusieurs centaines de milliers d'observations par an (de 400 000 en 1997 à plus de 600 000 aujourd'hui). Les contribuables sont répartis dans plusieurs urnes de tirage en fonction de différents critères géographiques, démographiques et socio-économiques ; un tirage aléatoire simple est mis en œuvre pour chaque urne. Le coefficient de tirage est adapté au nombre de ménages de chaque catégorie pour obtenir un échantillon représentatif, y compris des ménages dont les caractéristiques sont les plus rares. En particulier, le tirage est exhaustif pour le haut de la distribution des revenus.

Ces bases de données sont précieuses en raison de leur grand nombre d'observations ainsi que pour la précision et l'étendue des informations disponibles pour chaque observation. Le nombre de personnes composant le foyer fiscal, leur âge, le montant de leur revenu par type de revenu ainsi que toutes les informations nécessaires au calcul des déductions, réductions et crédits d'impôt sont déclarés par les contribuables pour le calcul de leur impôt, et constituent donc autant de variables. Les dépenses annuelles de services à domicile sont également déclarées. Cependant, tout ce qui permettrait l'identification des foyers fiscaux a été supprimé afin de garantir l'anonymat des données, ce qui rend impossible la constitution d'un panel. Le problème peut toutefois être partiellement contourné par la formation de pseudopanel (CARBONNIER, 2009 ; GARBINTI, 2011).

S'il n'est pas obligatoire de déclarer son revenu quand celui-ci conduit à une imposition nulle, les ménages dans cette situation ont tout intérêt à effectuer quand même leur déclaration de revenu et à obtenir un avis de non-imposition en bonne et due forme car de nombreux avantages sociaux sont accordés à condition de le présenter (c'est le cas des prestations sociales locales ou de l'exemption de taxe d'habitation et de redevance télévisuelle). Bien que cette base fiscale ne présente pas cette faiblesse de sous-représentation des bas revenus, elle n'est pas parfaite pour autant. Tout d'abord, chaque observation représente un foyer fiscal et non un ménage réel si bien que certains ménages effectivement en couple peuvent être considérés comme deux ménages de célibataires. MARBOT et ROY (2011) ont eu accès à la base exhaustive et ont pu l'apparier aux données de taxe d'habitation pour reconstituer les ménages effectifs. De plus, les déclarations révèlent uniquement le montant annuel des dépenses restant à la charge des contribuables (une fois déduites les différentes allocations ou remboursements de cotisations sociales), ce qui ne permet pas de connaître exactement combien d'heures de travail les ménages ont achetées et pour quoi faire. En particulier, il est impossible de distinguer qui consomme des services de confort et qui fait garder ses enfants ou bénéficie d'aide à la dépendance. Enfin, il n'est pas possible de savoir avec certitude si une augmentation de la quantité

déclarée de consommation de services à la personne représente une création effective d'emploi ou la sortie de la clandestinité d'un emploi précédemment existant. Par conséquent, comme nous l'avons indiqué plus haut, toutes les estimations présentées correspondent à la somme des emplois créés ou sortis du marché noir du fait des réformes mises en œuvre. Elles constituent donc la limite supérieure de l'impact causal de la réduction / crédit d'impôt sur l'activité dans le secteur des services à la personne.

Ces bases de données ne peuvent pas être mobilisées pour évaluer la mise en place initiale de la mesure car elles ne donnent aucune indication sur le niveau de consommation de services à la personne avant que la réduction n'existe. Une autre évaluation a toutefois utilisé les enquêtes *Budget de famille* (MARBOT, 2013), mais son auteure n'a eu accès qu'à moins de 10 000 observations par année, ce qui ne permet pas de constituer un panel ou un pseudopanel. De plus, cette dernière base de données n'étant pas constituée tous les ans, la double différence fut réalisée entre 1989 et 1995 pour une réforme prenant effet en 1992. On peut noter que l'évaluation en question exploite également l'enquête *Revenus fiscaux*⁽⁹⁾ pour l'année 1995 afin de calibrer un modèle permettant de repérer statistiquement, parmi les ménages ne payant pas d'impôt *in fine*, ceux qui en auraient été redevables s'ils n'avaient pas bénéficié de la réduction d'impôt⁽¹⁰⁾.

Les méthodes d'estimation

Pour évaluer l'impact de la mesure, il ne suffit pas de calculer globalement les sommes dépensées et le nombre de salariés du secteur, pas plus qu'il ne suffit de regarder l'évolution de leur nombre. Souvent, pour être précise, l'analyse doit se contenter d'étudier ou bien une partie seulement des effets de la mesure, ou bien ses effets sur une fraction des individus potentiellement incités.

À ce titre, l'examen d'une publication d'un cabinet d'étude (DESPUJOLS *et al.*, 2012) qui a beaucoup circulé parmi les décideurs politiques est particulièrement éclairant. Cette étude tente de poser un diagnostic global de l'efficacité des politiques de soutien des services à la personne, mais la méthodologie relève plus de celle d'un bilan comptable que d'une évaluation d'impact. D'un côté, l'étude mesure la dépense publique d'aide au secteur, en sommant les dépenses budgétaires,

(9) Cette base est constituée par l'appariement des informations de la déclaration de revenus à chacune des observations de l'enquête *Emploi*.

(10) En effet, ces foyers bénéficient de la réforme mais, ne payant pas d'impôt, ils apparaissent comme non traités car ne peuvent bénéficier de la réduction d'impôt marginalement. Il est donc important de pouvoir les repérer dans l'enquête *Budget de famille* à partir de leurs caractéristiques socio-économiques pour les inclure dans le groupe auquel ils correspondent effectivement.

fiscales et sociales. De l'autre, elle estime les différents impôts, taxes ou cotisations payés par les entreprises et les salariés du secteur sur leur revenu ou sur leur consommation (IS, IRPP, cotisations sociales, TVA). Sont ensuite réalisées des simulations très larges d'économies de dépenses publiques (en termes de chômage, de prestations sociales, de structures publiques de garde d'enfants, et même de coût de l'éducation des éventuels redoublants) et de surplus de recettes fiscales du fait de l'augmentation de l'offre de travail des femmes les plus qualifiées.

Sans entrer dans l'analyse des hypothèses, souvent contestables, sur lesquelles s'appuient ces estimations, nous attirons l'attention sur le fait que l'étude compare la contribution aux budgets publics de tout un secteur d'activité à la dépense publique des politiques pour aider à le développer. Interpréter ce bilan comme l'évaluation de l'efficacité et du coût des politiques publiques nécessite de supposer que sans l'aide publique, il n'y aurait aucun service déclaré. On défend ici que cette hypothèse est assez éloignée de la réalité : il existe, nous l'avons vu, des effets d'aubaine pour les bénéficiaires qui consommeraient même en l'absence d'aides. Aussi, l'analyse globale des coûts et avantages des politiques publiques doit-elle faire la distinction entre l'activité qui a été créée grâce à la mise en place de ces mêmes politiques et celle qui aurait existé même sans celles-ci.

Pour ce faire, plusieurs méthodologies économétriques sont envisageables. Mais, avant de les présenter, revenons sur la manière dont on peut tenir compte des caractéristiques des emplois créés. Du point de vue de celui qui l'occupe, la création d'un nouvel emploi procure un gain immédiat de pouvoir d'achat et une meilleure protection sociale (assurances maladie et chômage, droits à la retraite). Plus encore que le niveau de salaire horaire, importe alors le fait que les emplois soient à temps partiel ou à temps plein, qu'ils soient réguliers et/ou pérennes. Les perspectives d'évolution du salarié par l'acquisition d'expérience ou la formation sont également primordiales. En effet, si les emplois dans le secteur des services domestiques sont souvent peu rémunérateurs car les temps de travail y sont souvent très partiels et irréguliers, et les salaires au niveau du minimum légal, ils pourraient avoir une grande valeur s'ils permettaient de «mettre le pied à l'étrier» à des personnes inactives en leur offrant la possibilité d'entrer dans l'activité, et ensuite d'évoluer vers des emplois de meilleure qualité. Malheureusement, cette dimension intégratrice est remise en cause par François-Xavier DEVETTER et Marion LEFEBVRE (2015). Ce constat a des conséquences sur la manière de dénombrer les emplois créés d'un point de vue quantitatif. Dans la mesure où ils ne sont que rarement des emplois tremplins pour prendre place durablement sur le marché du travail, il nous semble justifié de raisonner en équivalent temps plein. Ainsi, pour la majorité des

évaluations du coût par emploi créé, nous comptabilisons la création d'activité en nombre de Smic temps plein nouvellement rémunérés (déclarés) du fait des différentes réformes.

Pour améliorer l'action publique, il est de plus essentiel d'évaluer séparément l'efficacité des différents dispositifs. Pour ce faire, on peut mener une **estimation structurelle** en développant un modèle de décision individuelle d'embaucher et de déclarer un employé pour des services à domicile (FLIPO *et al.*, 2007). Le modèle est confronté aux données françaises pour estimer ses paramètres, ce qui permet d'effectuer des simulations des différentes politiques et la mesure de leur impact sur la consommation et la déclaration de services à domicile. L'étude citée d'Anne FLIPO et de ses coauteurs (2007) met ainsi en évidence un impact important de la réduction d'impôt : une augmentation de 10% de la réduction conduirait à une croissance de 45,9% à 50,8% de la consommation déclarée et inciterait 13,5% des ménages ne consommant pas de services à la personne à le faire. Toutefois, comme cette simulation est *ex ante*, le comportement des ménages n'est pas directement observé mais simulé à partir du niveau de leur consommation une année donnée et d'hypothèses fortes du modèle, notamment la forme fonctionnelle de leur fonction d'utilité.

Une autre famille de méthodes, **l'évaluation en expérience naturelle (ou quasi naturelle)**, permet de mesurer les comportements sans avoir recours à des hypothèses *a priori*, en particulier sur la forme fonctionnelle de la fonction d'utilité. Il faut pour cela observer les modifications des consommations en réponse à des modifications de l'environnement, et isoler ces dernières de celles intervenues pour d'autres raisons. Dans le cas présent, il s'agit de relever les modifications de consommations en réponse aux réformes de la réduction d'impôt. Cependant, étant donné que le taux de subvention fiscale est toujours resté à 50% des sommes dépensées, il n'est pas possible de mesurer et comparer l'efficacité de différents taux de subvention. En revanche, il est possible d'évaluer l'impact des modifications de plafond ou du passage de la réduction au crédit d'impôt. La difficulté de cette méthode d'évaluation réside dans la construction des situations contrefactuelles : ce qui se serait passé sans la réforme. On peut soit définir ce contrefactuel par des hypothèses formulées *a priori*, soit le recomposer sur des bases empiriques ou à partir d'un groupe témoin non touché par la réforme.

Le raisonnement associé, **en double différence** (différence dans le temps et entre groupes de traitement et de contrôle), est nécessaire car la demande totale de services à la personne a augmenté continuellement de 1992 à 2008, en partie pour d'autres raisons que la réduction d'impôt. La simple comparaison de la consommation avant et après la réforme

ne permet pas d'estimer, tel quel, son impact causal. La simple comparaison, après la réforme, du groupe de traitement (les ménages pouvant bénéficier de la réforme) et du groupe de contrôle (des ménages aux caractéristiques similaires mais ne pouvant pas bénéficier de la réforme), ne le permet pas davantage. Elle est également biaisée si les consommations contrefactuelles des traités et des non-traités ne sont pas les mêmes, ce qui est par exemple le cas après les relèvements de plafonds.

La méthode de double différence permet de corriger ces deux biais et d'isoler l'impact causal de la réforme étudiée des autres causes d'évolution des paramètres d'intérêt. L'évolution du groupe de contrôle avant et après la réforme est utilisée pour mesurer l'impact de l'environnement; l'évolution du groupe de traitement est, quant à elle, corrigée de cette donnée de contexte. Cet estimateur est sans biais si l'environnement affecte de la même manière le groupe de traitement et le groupe de contrôle; c'est pourquoi il est essentiel que les deux groupes soient les plus similaires possible. Les **estimations en triple différence** sont des estimations en double différence à partir non des niveaux de consommation de services à domicile mais de leur taux de croissance. Dans ce cas, la condition d'absence de biais n'impose pas que l'environnement ait le même impact sur les groupes traités et de contrôle mais uniquement que l'impact de l'environnement évolue de la même manière pour les deux groupes au moment de la réforme.

MARBOT et ROY (2011) modifient cette méthode en comparant individuellement chacun des membres du groupe de traitement à un unique contrôle créé selon la **méthode d'appariement par la distance de Mahalanobis**. Elles calculent pour chaque ménage traité une distance totale (une mesure numérique de la différence) à chacun des ménages non traités. Celle-ci est la somme de la distance pour chaque caractéristique pondérée par la matrice de variance-covariance de ces caractéristiques. Ensuite, elles constituent pour chaque ménage traité un ménage contrefactuel virtuel ayant comme caractéristique la moyenne des caractéristiques de tous les ménages non traités, pondérée par l'inverse de leur distance totale au ménage traité considéré. Cette méthode permet d'augmenter la significativité des estimations (FRÖLICH, 2004). Toutefois, dans l'arbitrage entre le biais et la variance, elle se situe plutôt du côté de la variance. Ceci est encore renforcé par le fait que les auteures ne considèrent aucune limite de distance pour la prise en compte des ménages dans le contrefactuel apparié, ce qui peut augmenter les risques de mauvais appariements (GIVORD, 2010). En effet, même si les ménages très distants influent individuellement faiblement sur le contrefactuel en raison d'une pondération très faible (l'inverse de leur distance), ils peuvent collectivement compter beaucoup s'ils sont bien plus nombreux que les ménages proches. Ce risque de biais est ici bien

présent car la réforme étudiée sépare des ménages traités de ménages similaires peu nombreux et d'une grande quantité de ménages très différents.

Contrairement à MARBOT et ROY (2011), les trois autres études n'ont pas eu accès à la base exhaustive des déclarations de revenus, mais seulement à des échantillons de celle-ci pour CARBONNIER (2009) et GARBINTI (2011), et à une enquête de consommation pour MARBOT (2013). Il n'a donc pas été possible de constituer des panels. Pour contourner ce problème, les deux premiers ont groupé les observations par similarité. Les ménages ayant des caractéristiques socioéconomiques identiques sont regroupés dans un pseudo-individu dont les caractéristiques sont les moyennes de celles des individus le composant. Contrairement aux individus eux-mêmes, les pseudo-individus peuvent être reconnus et suivis d'une année sur l'autre et constituent ainsi un panel de pseudo-individus appelé **pseudo-panel**. Grâce au très grand nombre d'observations dans la base initiale, le pseudo-panel comporte un nombre d'observations important permettant l'estimation. Les stratégies d'identification en double ou triple différence peuvent être mobilisées à partir du pseudo-panel, ce qui revient à mesurer la différence de croissance de la consommation de services à domicile entre les pseudo-individus en fonction du *ratio* des individus les composant, appartenant au groupe des traités ou des non-traités. Ce type d'estimation repose sur la validité du regroupement en pseudo-individus, et donc sur le fait que les individus ayant les mêmes caractéristiques (selon les variables déterminant la pseudo-panélisation) avant et après la réforme ont effectivement un comportement comparable. Se pose également la question de savoir si les mêmes «pseudo-individus» regroupent, avant et après la réforme, effectivement les mêmes individus réels, ce qui suppose que les caractéristiques des individus réels demeurent à peu près constantes d'une année sur l'autre. En plus de leur estimation par appariement, MARBOT et ROY (2011) réalisent également des estimations par cellule, selon une méthodologie très proche du pseudo-panel.

Étant donné qu'elle n'a pas eu accès à un grand nombre d'observations dans l'enquête *Budget de famille* (cf. *supra*), MARBOT (2013) n'a pas pu mettre en place une telle méthode. Elle a donc choisi de lier chaque ménage après réforme à un ménage composite avant réforme censé avoir les mêmes caractéristiques et comportements. Ce faisant, elle recrée une base pouvant être exploitée de la même manière qu'un panel. La validité de cette méthode repose sur celle du lien entre le ménage et son «équivalent composite». Cet appariement est opéré selon la méthode de Mahalanobis précédemment décrite, et en a donc à la fois les avantages et les limites.

Notons que ces méthodes donnent des estimations précises mais locales. La stratégie d'identification repose sur une rupture locale – en l'occurrence une

réforme – qui ne touche qu’une partie de la population. Par exemple, les relèvements de plafonds ne concernent que les ménages ayant une consommation de services située avant la réforme entre les deux niveaux de plafonds. De même, pour obtenir des groupes de contrôle et de traitement similaires, MARBOT (2013) se limite aux ménages du milieu de la distribution des revenus car il n’y avait pratiquement aucun non-traité dans le haut de la distribution – là où devaient se trouver les principaux effets d’aubaine. Par conséquent, les estimations ne portent que sur cette partie de la population traitée. Comme il n’est pas exclu que le comportement des autres ménages soit différent, il est important de pouvoir comparer de multiples évaluations locales.

Impact sur l’emploi du niveau du plafond annuel de dépenses

Sur les quatre réformes ayant fait l’objet d’évaluation, la première (qui correspond à la mise en place de l’aide initiale) a institué un plafond annuel de dépenses bas, la dernière a transformé la réduction en crédit d’impôt et les deux intermédiaires ont consisté en des modifications de plafond, qui ont en fait été des mouvements relativement symétriques à cinq ans d’intervalle puisque le plafond a été baissé en 1998, puis remonté en 2003 (voir graphique 1). La comparaison de l’impact de ces deux mesures permet de faire l’hypothèse de la stabilité des comportements dans le temps car les effets à des dates éloignées de ces deux réformes très similaires sont eux-mêmes très similaires : le volume de l’emploi dans le secteur des services à la personne n’a été que faiblement modifié, ce qui conforte l’analyse de la partie précédente – élever fortement le plafond annuel de dépenses n’est que peu efficace en termes de création d’emplois.

Concernant la réforme de 1998 plus précisément, non seulement aucune des spécifications économétriques ne donne d’estimation significative, mais toutes ces estimations présentent des valeurs très faibles, voire positives (il était attendu *a priori* qu’une baisse du plafond s’accompagne soit d’une destruction d’emplois, soit d’un nombre d’emplois créés négatif, cf. *infra*) pour cinq des six spécifications en pseudo-panel. Ceci ne signifie pas que cette baisse de plafond a relancé l’emploi car aucune de ces mesures n’est significative, mais cela suggère que la destruction d’emplois est restée très limitée. La spécification que nous considérons comme la plus robuste – lorsque l’on utilise comme groupe de traitement les ménages ayant des niveaux de dépenses en services à la personne situés entre les anciens et les nouveaux plafonds juste avant la réforme – estime une baisse non significative de 127 euros dépensés en services à la personne par an et par ménage traité. Similairement, l’estimation pour la hausse de plafond de 2003, significative au seuil de 10% seulement, montre que celle-ci a engendré une

hausse de la consommation de 229 euros par an et par ménage traité⁽¹¹⁾.

En revanche, la réforme de 1992 semble avoir eu des effets plus importants sur l’emploi. Elle a concerné tous les ménages imposables pouvant consommer des services à la personne. Si l’effet d’aubaine n’a pas été négligeable (voir tableau 1), l’incitation touchait l’ensemble des classes moyennes supérieures susceptibles d’être fortement incitées. Ainsi, la proportion de ménages pouvant réagir à la réforme et augmenter leur consommation était bien plus importante relativement aux ménages bénéficiant d’effets d’aubaine que ce qu’elle a ensuite été pour les relèvements de plafond.

Le tableau 1 récapitule les estimations des impacts des différentes réformes en termes de création d’emplois. Pour les évaluations des réformes de 1992 et 2003, l’intervalle de confiance à 95% est calculé à partir de l’écart-type de l’estimateur, qui n’est pas indiqué pour la réforme de 1998. Pour cette dernière, comme aucune estimation n’est significative et qu’un impact négatif des subventions sur l’emploi est peu probable, l’hypothèse limite inférieure est un impact nul. L’hypothèse centrale est donnée par l’estimation en double différence de pseudo-panel avec les groupes de traitement et de contrôle les plus légitimes : le groupe de traitement comprend les ménages ayant un niveau de dépenses en services à la personne situé entre l’ancien et le nouveau plafond ; le groupe de contrôle est, quant à lui, composé de ceux consommant légèrement moins que le plafond inférieur. L’hypothèse limite supérieure considère la plus grande valeur estimée parmi toutes les spécifications. Enfin, comme les coûts publics par emploi créé en 1992 et 2003 ne sont pas comparables en euros courants, ils sont actualisés par rapport à l’indice général d’inflation pour être exprimés en euros de 2013.

Comme le montre le tableau, les intervalles de confiance sont larges, révélant l’incertitude des résultats, mais même les limites supérieures d’efficacité sont faibles et les limites inférieures du coût par emploi créé sont élevées. Ainsi, le coût par emploi équivalent temps plein créé du fait des relèvements du plafond de la réduction d’impôt pour l’emploi d’un salarié à domicile est supérieur à 80 000 euros par an. Ce coût est très important, près de trois fois le coût réel de ces services (sans prendre en compte les autres allocations), car un très grand nombre de particuliers employeurs auraient consommé le même montant de services à domicile si ces relèvements de plafonds n’avaient pas eu lieu. Il semble que la mise en place initiale a été bien plus efficace, ce qui correspond à l’analyse théorique présentée précédemment.

(11) Rapportées en euros de 2013, ces sommes deviennent 162 euros pour 1998 et 269 euros pour 2003.

Tableau 1 : Estimation des emplois créés et des coûts des différentes modifications du niveau de plafond de la réduction / crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile (1992-2007)

Année de la réforme	1992	1998	2003
Modifications du dispositif (Équivalent en euros 2013)	Création, plafond de 25 000 F (5 319 €)	Baisse de plafond de 90 000 F à 45 000 F (17 450 à 8 725 €)	Hausse de plafond de 6 900 € à 10 000 € (8 118 à 11 765 €)
Coût de la réforme (en euros de 2013)	1 077,8 millions	- 139,9 millions [-162,8; -136,1]	88,2 millions
Emplois équivalent temps plein créés (EETP)	27 556 [11 962; 43 239]	- 613 [0; -4 263]	553 [0; 1 115]
Coût par EETP créé* (en euros 2013)	39 113 € [24 927; 90 105]	228 222 € [38 189; +∞]	159 494 € [79 103; +∞]

* S'agissant de la baisse de plafond de 1998, le coût par EETP créé correspond à l'économie réalisée par EETP détruit.

Note : Pour 1992, les résultats correspondent à l'estimation principale de MARBOT (2013), les limites inférieure et supérieure correspondent à l'intervalle de confiance à 95% de cet estimateur. Pour 1998 et 2003, l'intervalle de confiance à 95% traversant le point zéro, la limite inférieure de l'efficacité est remontée à zéro. L'hypothèse centrale pour 1998 est l'estimation principale de GARBINTI (2011); la limite supérieure est la plus grande estimation parmi toutes les spécifications. Pour 2003, l'hypothèse centrale est l'estimation principale de CARBONNIER (2009) et la limite supérieure celle de l'intervalle de confiance à 95% de cet estimateur. Pour 2007, la limite supérieure est l'estimation de MARBOT et ROY (2011), les deux autres étant des estimations alternatives à partir des données de leur annexe statistique. La limite inférieure est le résultat de l'estimation en double différence sur les consommations agrégées et l'hypothèse centrale provient de l'estimation en double différence par décile sur les taux de recours.

Impact sur l'emploi du passage de la réduction au crédit d'impôt

La philosophie de la réforme de 2007 est différente puisqu'elle modifie grandement la population potentiellement bénéficiaire, comme nous l'avons vu. Les « traités » se trouvent quasi exclusivement parmi les ménages les plus modestes, mais les ménages bénéficiant effectivement de la réforme sont bien plus également répartis (voir graphique 6) : non seulement une infime proportion des ménages modestes éligibles à la mesure a réagi à l'incitation, mais certains ménages très aisés ont profité également d'effets d'aubaine. Pourtant, les résultats de MARBOT et ROY (2011) mettent en évidence des effets d'aubaine très faibles. Leur estimation centrale trouve une création de 8 640 emplois équivalents temps plein, pour un coût public de 14 120 euros par emploi créé (qui correspondent à 15 463 euros en 2013). La borne supérieure de leur estimation de créations d'emplois correspond même à une absence totale d'effet d'aubaine, alors que le taux de recours chez les « traités » était de 2,4% avant la réforme, et qu'il est passé à 3,1% après la réforme.

Cette évaluation très positive des effets de la mesure provient notamment du fait que, pour calculer le nombre d'emplois équivalents temps plein créés à partir de l'estimation du nombre de nouveaux consommateurs, les auteures font l'hypothèse que ces derniers ont exactement la même consommation moyenne que les autres ménages. Or, le niveau de consommation augmente fortement avec le revenu et les ménages bénéficiant effectivement de la réforme sont bien moins fortunés que la moyenne des consommateurs : ils sont 9% dans le premier décile, un tiers dans les trois premiers déciles, 58% sous la médiane et seulement 6% dans

le dernier décile (contre respectivement 2%, 14%, 28% et 29% en moyenne).

Cette hypothèse n'explique toutefois pas la faiblesse des effets d'aubaine. Étant donné la consommation effective après réforme des ménages traités, les résultats de MARBOT et ROY (2011) supposent que ces derniers auraient baissé leur consommation de services à domicile si la réforme n'avait pas eu lieu, ce qui apparaît clairement dans la construction de l'appariement par la distance de Mahalanobis : la proportion de consommateurs effectifs dans le contrefactuel a diminué de 22% entre 2006 et 2007 (de 7,3% à 5,7%). Cette baisse est particulièrement étonnante dans un contexte où, quel que soit le type de regroupement des ménages (selon les critères accessibles dans la base de données : niveau de revenu, âge, statut familial), la consommation de services à domicile a crû entre 2006 et 2007. Au niveau agrégé, la part de consommateurs effectifs parmi les non-traités a augmenté de plus de 13% (de 12,8% à 14,5%).

S'il n'est pas possible d'effectuer une estimation alternative équivalente à celle de MARBOT et ROY (2011) en l'absence d'accès aux données utilisées, des estimations peuvent être conduites sur données agrégées. Les niveaux de consommation des groupes de traités et non-traités peuvent être obtenus pour les années 2005, avant la réforme (CARBONNIER, 2009), et 2007, après celle-ci (MARBOT, ROY, 2011). Une consommation est comptabilisée dans le groupe des traités si elle ouvre droit au crédit et non à la réduction d'impôt. L'hypothèse utilisée pour constituer le contrefactuel est que le taux de croissance de la consommation des ménages traités aurait été le même que le taux de croissance de la consommation des ménages non traités en l'absence de réforme (seul groupe de contrôle disponible dans les données), ce qui revient à réaliser une estimation

Tableau 2 : Estimation par décile du coût par emploi créé de la réforme de 2007

Déciles	[1] ^a	[2] ^a	[3] ^a	[4] ^a	[5] ^a	[6] ^b	[7] ^a	[8] ^c
	Taux de traités	Recours des traités en 2006	Recours des traités en 2007	Recours des non-traités en 2006	Recours des non-traités en 2007	Nouveaux utilisateurs du fait de la réforme	Consommation moyenne des traités	Nouveaux emplois du fait de la réforme
D1	55,0%	1,1%	1,4%	5,3%	6,3%	1 321	1 886	156
D2	51,8%	1,6%	2,2%	10,5%	11,0%	7 047	1 376	606
D3	49,4%	1,9%	2,6%	13,0%	14,1%	6 918	1 438	622
D4	43,1%	2,4%	3,2%	11,1%	12,3%	6 051	1 494	565
D5	27,5%	3,7%	4,7%	9,0%	10,3%	3 325	1 649	343
D6	12,9%	4,7%	5,9%	8,5%	10,2%	871	1 669	91
D7	4,8%	7,3%	8,7%	9,5%	11,3%	21	1 745	2
D8	2,1%	9,4%	11,6%	11,6%	13,7%	272	1 948	33
D9	0,8%	16,6%	19,3%	16,7%	19,4%	3	2 221	0
D10	0,4%	29,6%	32,3%	32,8%	35,8%	0	3 846	0

Note : a) Données issues de MARBOT et ROY (2011); b) Calculé comme $([3]-([2]*([5]/[4]))) * [1]$ * nombre de ménages du décile; c) $[6]*[7]/16000$.

en double différence sur les valeurs agrégées de consommation de services à domicile. Sur l'ensemble des 6 571 millions d'euros dépensés en 2005, 205,5 millions auraient ouvert droit au crédit d'impôt s'il avait existé (contre 6 366 millions d'euros dont l'impact sur l'impôt n'aurait pas changé); en 2007, 243,6 millions d'euros ont ouvert droit au crédit d'impôt sur les 7 530 millions d'euros de dépenses (contre 7 287 millions d'euros). Il s'avère donc que le surplus de croissance des dépenses ouvrant droit à crédit d'impôt par rapport aux autres dépenses a correspondu à près de 8,4 millions d'euros.

Pour calculer le nombre d'emplois équivalents temps plein créés à partir de ces estimations (par la méthode de double différence sur les consommations agrégées ou sur les consommateurs par décile), il est nécessaire de connaître non seulement le coût total de la réforme (121,8 millions d'euros en 2007) mais également le montant moyen des dépenses déclarées correspondant à un emploi à temps plein. Étant donné que seuls les ménages actifs peuvent bénéficier du crédit d'impôt, il est peu probable que les nouveaux services soient liés aux besoins de dépendance⁽¹²⁾, et donc bénéficient de l'APA. Par conséquent, le montant maximal d'allocations que le contribuable peut obtenir en plus du crédit d'impôt est la Paje pour la garde d'enfant, soit pratiquement la moitié des cotisations sociales et une allocation directe sous conditions de ressources pour les enfants de moins de 3 ans. Pour être sûr de ne pas sous-estimer le nombre d'emplois créés⁽¹³⁾, le coût d'un temps plein retenu est la borne inférieure des possibles, autrement dit le Smic moins les

allocations maximales pour la garde d'enfant, soit un coût employeur annuel de 16 000 euros pour un emploi à temps plein⁽¹⁴⁾. Ainsi, le surplus de croissance des dépenses ouvrant droit à crédit d'impôt a correspondu à 524 emplois équivalents temps plein, soit un coût de la réforme de 232 272 euros par emploi créé en 2007 (254 962 euros en 2013 en corrigeant par l'inflation). On doit noter que cette estimation ne prend pas en compte le fait que les ménages traités auraient moins augmenté leur consommation que les autres entre 2005 et 2007, et constitue donc une surestimation du coût.

En parallèle de cette estimation en double différence sur les consommations agrégées, il est possible de réaliser une estimation en double différence sur les nombres de consommateurs par décile grâce aux statistiques de proportions de traités, ainsi qu'à celles de taux de recours chez les traités et les non-traités, pour les années 2006 et 2007. Le nombre de « consommateurs incités » par la réforme, par décile, peut ainsi être évalué. Ensuite, grâce aux statistiques de niveau de consommation moyenne par décile, on peut calculer le montant des dépenses nouvelles suite à la réforme (voir tableau 2 pour les résultats).

Cette dernière estimation trouve un résultat bien plus positif que la précédente : 2 418 emplois créés pour un coût public réévalué en 2013 de 55 252 euros par emploi créé. Ces estimations alternatives sont plus frustrées que l'estimation initiale de MARBOT et ROY (2011) et leur résultat ne peut donc pas être considéré comme établi. Toutefois, nous le montrons ici, la très grande variabilité du résultat obtenu en fonction de la méthode incite à poursuivre les recherches sur cette question.

(12) Ce n'est pas impossible, car il peut s'agir des dépenses pour un enfant en situation de handicap ou un parent dépendant hébergé par un foyer d'actifs. Mais ces dépenses entrent plutôt dans la catégorie des dépenses incompressibles, qui sont donc peu susceptibles de réagir fortement aux niveaux de plafond.

(13) L'estimation existante risque en effet, selon nous, d'être sur-estimée.

(14) Notons que compte tenu de la faible proportion de gardes d'enfants, ceci est une borne basse du coût déclaré par emploi équivalent temps plein et mène à une estimation haute du nombre d'emplois équivalents temps plein créés.

*
* *

La présente analyse s'est attelée à comprendre les conséquences en termes de création d'emplois d'une mesure précise parmi le foisonnement des aides publiques au développement du secteur des services à la personne : la réduction / crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile. La mise en place initiale semble avoir été relativement efficace, même si un coût de 39 000 euros par an par emploi équivalent temps plein créé pour des emplois rémunérés au Smic demeure relativement élevé. En revanche, les importants relèvements de plafonds intervenus depuis ont été particulièrement inefficaces, puisqu'ils ont conduit à un coût public supérieur à 80 000 euros par an et par emploi équivalent temps plein créé, ce qui représente plusieurs fois le coût réel de ces emplois. De plus, ces estimations évaluent l'impact des réformes sur les nouvelles déclarations d'emploi à domicile, qui peuvent en réalité être non seulement des créations effectives de nouveaux emplois mais aussi des déclarations d'emplois auparavant clandestins.

Les évaluations utilisées pour réaliser cette analyse sont locales car elles mettent en œuvre des stratégies d'identification en expériences naturelles. En particulier, s'il semble que le plafond actuel est trop élevé par rapport à un objectif donné de création / déclaration d'emplois, il n'est pas possible de savoir si le taux de subvention de 50% est optimal, trop élevé ou au contraire trop faible. La mesure de réduction / crédit d'impôt n'a pas pour but unique de créer des emplois mais également de subventionner des services d'aide aux personnes vulnérables. Toutefois, les données utilisées ici suggèrent que l'avantage fiscal subventionne en majorité des services de confort consommés par les ménages du haut de la distribution des revenus et que l'objectif affiché de répondre à des besoins sociaux serve surtout d'habillage social à une mesure qui, dans les faits, ne l'est souvent pas. De ce point de vue, comme les services à la personne répondant à des besoins de protection sociale sont subventionnés par d'autres régimes (la Paje pour la garde d'enfant et l'APA pour l'aide à l'autonomie des personnes âgées), il serait probablement plus efficace de renforcer le montant de ces subventions directes et d'abaisser le plafond de la réduction d'impôt pour l'ensemble des services à domicile.

Bibliographie

ADEMA W., FRON P., LADAIQUE M. (2011), « Is the European welfare state really more expensive? Indicators on social spending, 1980-2012; and a manual to the OECD social expenditure database », *OECD social, employment and migration working papers*, n° 124.

ALVAREDO F., ATKINSON A. B., PIKETTY T., SAEZ E. (2013), « The top 1 percent in international and historical perspective », *Journal of economic perspectives*, vol. 27, n° 3, pp. 3-20.

CARBONNIER C. (2009), « Réduction et crédit d'impôt pour l'emploi d'un salarié à domicile, conséquences incitatives et redistributives », *Économie et statistique*, n° 427-428, pp. 67-100.

CARBONNIER C. (2014), « Le coût par emploi créé, un indicateur incomplet mais utile », *Liepp methodological discussion paper*, n° 3.

DEBONNEUIL M. (2008), *Les services à la personne : bilan et perspectives*, rapport de l'Inspection générale des finances, n° 2008-M-024-01, Paris, Ministère de l'Économie, de l'Industrie et de l'emploi, Ministère du Budget, des Comptes publics et de la Fonction publique.

DESPUJOL B., PROISY B., THIBAUT G. (2012), *Services à la personne : bilan économique et enjeux de croissance*, cabinet Oliver Wyman.

DEVETTER F.-X., LEFEBVRE M. (2015), « Public policies and quality of employment in household and personal

services in France », in Carbonnier C., Morel N. (ed.), *The political economy of household services in Europe*, Basingstoke (UK), Palgrave Macmillan, pp. 150-171.

DEVETTER F.-X., JANY-CATRICE F. (2010), « L'invention d'un secteur et ses conséquences socio-économiques : les politiques de soutien aux services à la personne », *Politiques et management public*, vol. 27, n° 2, pp. 75-101.

DIRECTION DU BUDGET (2013), *Évaluation des voies et moyens, tome II, dépenses fiscales, Annexe au projet de loi de finances pour 2014*, Paris, Ministère des Finances et des Comptes publics.

FLIPO A. (1998), « Aspects redistributifs des mesures incitatives au développement des emplois familiaux en France », in Méhaut P., Fossé P. (coord.), *Les politiques sociales catégorielles : fondements, portée et limites*, Tome 2, Paris, L'Harmattan, pp. 343-360.

FLIPO A., FOGÈRE D., OLIER L. (2007), « Is the household demand for in-home services sensitive to tax reductions? The French case », *Journal of public economics*, vol. 91, n° 1-2, pp. 365-385.

FRÖLICH M. (2004), « Finite-sample properties of propensity-score matching and weighting estimators », *The review of economics and statistics*, vol. 86, n° 1, pp. 77-90.

- GARBINTI B. (2011), *La réduction d'impôt pour l'emploi à domicile, 1992-2011. Bilan d'une politique publique*, Mémoire de master sous la direction de Thomas Piketty, Paris, Paris School of Economics.
- GAROCHE B., ROGUET B. (2014), « Les dépenses en faveur de l'emploi et du marché du travail en 2011 », *Dares analyses*, n° 018.
- GIVORD P. (2010), « Méthodes économétriques pour l'évaluation des politiques publiques », *Document de travail*, n° G2010/08, Direction des études et synthèses économiques, Paris, Insee.
- HOWARD C. (1997), *The hidden welfare state: tax expenditures and social policy in the United States*, Princeton, N.J., Princeton University Press.
- LE BOUTEILLEC N., KANDIL L., SOLAZ A. (2014), « L'accueil en crèche en France : quels enfants y ont accès ? », *Population et sociétés*, n° 514, Paris, Ined.
- MARBOT C. (2008), « En France, qui recourt aux services à domicile ? », *France portrait social*, Insee références, pp. 143-162.
- MARBOT C. (2013), *Les services à la personne en France : étude descriptive et trois évaluations de politique publique*, Thèse de doctorat en analyse et politique économiques sous la direction de Denis Fougère, Paris, EHESS.
- MARBOT C., ROY D. (2011), « Évaluation de la transformation de la réduction d'impôt en crédit d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile en 2007 », *Document de travail*, n° G2011/12, Direction des études et synthèses économiques, Paris, Insee.
- MOREL N. (2015), « Servants for the knowledge-based economy? The political economy of domestic services in Europe », *Social politics*, vol. 22, n° 2, pp. 170-192.
- MOREL N., CARBONNIER, C. (2015), « Taking the low road: the political economy of household services in Europe », in Carbonnier C., Morel N. (ed.), *The political economy of household services in Europe*, Basingstoke (UK), Palgrave Macmillan, pp. 1-36.
- OBSERVATOIRE NATIONAL DE LA PETITE ENFANCE (2014), *L'accueil du jeune enfant en 2012. Données statistiques*, Paris, Caisse nationale des allocations familiales.
- OECD (2015), *In it together: why less inequality benefits all*, Paris, OECD Publishing.
- PIKETTY T. (1998), « L'emploi dans les services en France et aux États-Unis : une analyse structurelle sur longue période », *Économie et statistique*, n° 318, pp. 73-99.
- PIKETTY T. (2003), « Income inequality in France, 1901-1998 », *Journal of political economy* vol. 111, n° 5, pp. 1004-1042.
- SÉCURITÉ SOCIALE (2013), *Projet de loi de financement de la sécurité sociale 2014, Annexe 1, Programmes de qualité et d'efficience, Famille*, Paris, Ministère de l'Économie et des Finances, Ministère des Affaires sociales et de la Santé.