

**Direction des Études et Synthèses Économiques**

**G 2011 / 02**

**Une évaluation de la réduction d'impôt  
pour l'emploi de salariés à domicile**

**Claire MARBOT**

**Document de travail**



**Institut National de la Statistique et des Études Économiques**

# INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail  
de la Direction des Études et Synthèses Économiques*

**G 2011 / 02**

## **Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile**

**Claire MARBOT\***

JANVIER 2011

L'auteur remercie Magali BEFFY, Laurent DAVEZIES, Denis FOUÈRE, Pauline GIVORD et Xavier D'HAULTFOEUILLE ainsi que les participants à la conférence de l'EALE (Amsterdam, 2008), aux 7<sup>èmes</sup> Journées Louis-André Gérard-Varet (Marseille, 2008), au Lunch séminaire de l'École d'Économie de Paris (Paris, 2008), au séminaire D3E de l'Insee (Malakoff, 2010), au congrès de l'AFSE (Paris, 2010), aux JMA (Nantes, 2010), au séminaire du Legos de Dauphine (Paris, 2010), en particulier Marc GURGAND, Clément CARBONNIER et Pierre-Jean MESSE pour leurs discussions et Fabrice GILLES pour ses conseils économétriques précieux. Je reste seule responsable des erreurs et omissions restantes.

---

\* Insee - Division « Redistribution et Politiques Sociales » et Crest

## Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile

### Résumé

Ce document a pour objectif d'évaluer l'effet de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile, introduite en France en 1991. L'enjeu consiste à déterminer si la redistribution que cet avantage fiscal génère en faveur des plus aisés est contrebalancée par une incitation à utiliser des services à domicile en direction de ménages plus contraints financièrement et, ainsi, par des créations d'emplois peu qualifiés.

Une méthode qui combine appariement et estimation en différence-de-différence est mise en œuvre. Nos résultats suggèrent que la mise en place de la réduction d'impôt a eu un effet significativement positif, de l'ordre de 1,3 à 4,9 points de pourcentage, sur la propension à consommer des services à domicile des 40 % de ménages dont le niveau de vie est intermédiaire.

**Mots-clés** : Services à domicile, réduction d'impôt, appariement, différence-de-différence, évaluation de politique publique

---

## An Evaluation of the French Tax Reduction for In-Home Services

### Abstract

This paper aims at evaluating the effect of the 1991 French tax reduction on the use of in-home services. The motivation of this study is to determine whether the redistribution it generates in favour of the wealthiest is counterbalanced by an incentive to use more services for less well-off households and then, by low-skilled job creations.

We implement a method which combines matching and difference-in-difference estimators. Our results suggest that the tax reduction had a significant effect (between 1.3 and 4.9 points) on the propensity to consume of the 40 % households whose standard of living is intermediate.

**Keywords**: in-home services, tax cut, matching, difference-in-difference matching, public policy evaluation

**Classification JEL** : D13, H31, H23, D63

# 1 Introduction

La France mène depuis les années 1980 une politique volontariste de développement des services à la personne, avec deux objectifs : d'une part, faciliter l'emploi des travailleurs peu qualifiés, particulièrement touchés par la hausse du chômage enregistrée à la suite des deux chocs pétroliers ; d'autre part, faire face aux besoins croissants suscités notamment par le vieillissement de la population et la hausse de l'activité féminine. Les mesures adoptées consistent notamment à solvabiliser cette demande latente, en abaissant le prix final pour l'utilisateur par différentes aides.

Au-delà de ces deux objectifs, la mise en place d'aides financières vise à diminuer la proportion de travail au noir dans ce secteur de l'économie où il est, traditionnellement, particulièrement répandu. Dans ce contexte, la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile est l'une des premières aides financières à avoir été mise en place, et la première mesure qui ne soit pas ciblée sur une population particulière, comme les parents ou les personnes âgées dépendantes. Depuis 1991, les ménages peuvent déduire du montant de leur impôt sur le revenu 50 % des sommes versées pour l'utilisation de services à domicile, dans la limite du montant d'impôt dû et d'un certain plafond. L'objectif de cet article est de déterminer de quelle manière cette incitation a changé le comportement des ménages.

Dans un contexte de contrainte budgétaire forte, la pertinence des avantages fiscaux est aujourd'hui débattue. Il est reproché à ces « niches fiscales » de générer à la fois une perte d'efficacité et d'équité du système d'imposition. En effet, créées pour inciter des ménages à adopter une certaine conduite (en l'occurrence, recourir à des services à domicile), ces « dépenses fiscales » permettent à certains contribuables de réduire de manière très importante leur montant d'impôt dû. Or, l'avantage fiscal peut être d'autant plus important que l'impôt dû avant toute déduction est élevé, c'est-à-dire que le foyer est aisé. Les foyers ne touchant pas suffisamment pour payer l'impôt sur le revenu ne bénéficient ainsi pas des réductions fiscales. À la perte de recettes fiscales s'ajoute donc la remise en question de la progressivité de l'impôt sur le revenu. Or, si l'on prend en compte à la fois la réduction d'impôt et le crédit d'impôt (qui remplace la réduction depuis 2007 pour les ménages actifs), les avantages fiscaux pour recours à des services à domicile représentaient, selon le rapport Migaud, 2,3 milliards d'euros en 2008, ce qui les plaçait en 7<sup>e</sup> position parmi les dépenses fiscales. Évaluer l'efficacité de la réduction d'impôt, notamment en matière de créations d'emplois, constitue donc un enjeu important.

L'objectif de ce travail est de contribuer à cette démarche d'évaluation. Son but principal est de déterminer si l'introduction de la mesure a incité les ménages à commencer à recourir aux services à domicile. Nous tirons parti du fait que l'incitation financière ne concerne que les ménages qui, en l'absence de la réduction d'impôt, auraient payé un montant non nul d'impôt sur le revenu. Ces derniers, qui représentent entre 55 % et 60 % des ménages, constituent le groupe des personnes potentiellement concernées par la mesure, tandis que les ménages qui ne payent pas cet impôt faute de revenus suffisants constituent le groupe de contrôle. Nous disposons de données en 1989 et 1995, soit avant et après l'introduction de la mesure en 1991. Pour tenir compte de la

structure de coupes répétées des données et de la différence de profil entre groupe des traités et groupe de contrôle, nous utilisons une méthode d'estimation proposée par Heckman, Ichimura, Smith & Todd (1998) qui combine différence-de-différence et appariement. De plus, pour assurer la comparabilité des groupes de traités et de contrôle, nous nous concentrons sur les 40 % de ménages dont le niveau de vie est intermédiaire. Les résultats suggèrent que la mise en place de la réduction d'impôt a eu un effet significatif, de l'ordre de 1,3 à 4,9 points de pourcentage, sur la probabilité de recours de ces ménages.

Ces résultats peuvent être comparés à ceux des quelques études ayant déjà abordé cette question en France. Les résultats d'une étude descriptive antérieure<sup>1</sup> fondée sur la comparaison de données fiscales et de données d'enquête suggèrent que 70 % de la hausse du recours déclaré aux services à la personne serait imputable à la régularisation du travail au noir. Flipo, Fougère & Olier (2007) ont estimé un modèle structurel de demande de services à domicile pour évaluer l'impact des mesures de réduction d'impôts et de cotisations sociales sur le recours des ménages. Leur stratégie d'estimation est fondée sur le fait que certains ménages consomment des services à domicile et bénéficient des avantages financiers, tandis que d'autres ne consomment pas, ou consomment de manière informelle, et dans les deux cas ne bénéficient pas de ces mesures. Ils étudient les couples de 25 à 64 ans, et excluent les ménages comprenant une personne fortement dépendante. Selon leurs résultats, une augmentation de 10 % des réductions de cotisations et impôts augmenterait de 45,9 % à 50,8 % la proportion de ménages bénéficiant de ces avantages parmi les ménages utilisateurs de services à domicile, et inciterait 13,5 % des ménages qui ne recourent pas à le faire. Carbonnier (2009) estime l'impact des relèvements du plafond de la réduction d'impôt de 2002 et 2003 (cf graphique 1) sur la dépense en services à domicile. Ses estimations en double et triple différence et issues de régressions en pseudo-panel, suggèrent que ces hausses ont eu un effet significativement positif mais faible sur la dépense des ménages en services à domicile. D'autres études s'intéressent à certains aspects des services à la personne comme les gardes d'enfants. Elles rejoignent en cela la littérature américaine qui traite essentiellement de l'effet des aides à la garde des enfants sur l'offre de travail des femmes. Choné, le Blanc & Robert-Bobée (2004) estiment un modèle de décision des mères de jeunes enfants en matière d'offre de travail et de recours à une garde extérieure payante. Leurs résultats suggèrent que le coût de la garde influe sur la décision de recours à une garde payante mais peu sur la décision d'activité féminine.

L'article est organisé de la façon suivante. La partie 2 explique le fonctionnement de la réduction d'impôt en la replaçant dans le contexte du développement des services à la personne. La partie 3 décrit les données utilisées. La partie 4 présente des faits stylisés sur le recours aux services à domicile et son évolution depuis la fin des années 1980. La partie 5 évalue l'impact de la réduction d'impôt de 1991 sur la consommation de services à domicile, et la partie 6 conclut.

---

1. Marbot (2008)

## 2 La politique de développement des services à la personne

### 2.1 De nombreuses mesures depuis les années 1980

Depuis le début des années 1980, les pouvoirs publics ont tenté de concilier les objectifs de créer des emplois et de trouver des solutions aux problèmes sociaux tels que le vieillissement, en soutenant le développement d'un secteur des services de proximité. Cette politique s'est orientée dans trois directions.

Les principales mesures ont consisté à soutenir financièrement la demande des ménages, par des exonérations de cotisations sociales - AFEAMA<sup>2</sup>, AGED<sup>3</sup> -, des aides directes comme l'APA<sup>4</sup>, et des incitations au co-financement par les entreprises.

Un deuxième ensemble de mesures s'est orienté vers le soutien au développement d'un réseau d'intermédiaires, avec l'introduction du statut d'Organisme Agréé de Services à la Personne (OASP), initialement conçu pour les organisations à but non lucratif mais qui fut ensuite étendu aux entreprises privées.

Le troisième volet de cette politique est un ensemble de mesures destinées à alléger les formalités administratives liées à l'emploi d'un salarié. Des bons utilisables dans certaines conditions (le Chèque emploi service en 1993, remplacé en 2005 par le Chèque emploi service universel) ont été conçus pour permettre de payer pour des services à la personne sans avoir à utiliser les procédures administratives classiques.

Après cette succession de mesures, la loi de juillet 2005 a constitué un tournant, avec la mise en place d'un schéma unifié, le « Plan de développement des services à la personne ». Le Plan prolonge les trois directions déjà initiées en introduisant des avantages financiers supplémentaires et de nouvelles simplifications administratives, mais il ajoute également une nouvelle direction en cherchant à rendre le secteur plus attractif pour les salariés. En mars 2009, le « Plan II » conserve les mêmes objectifs, en mettant en place 11 nouvelles mesures : politique de communication auprès des chômeurs sur les opportunités que peut offrir le secteur, mesures destinées à favoriser la création d'entreprises, introduction de nouvelles incitations au développement de la formation des salariés et, dans le contexte de la politique de relance, distribution de 300 millions d'euros sous forme de « Chèques emploi services » à des populations ciblées.

### 2.2 La réduction d'impôt

Dans ce contexte, la réduction d'impôt de 1991 est l'une des premières mesures à avoir été mises en place, et la première incitation financière destinée à l'ensemble des ménages. Le principe est le suivant : tout foyer fiscal qui dépense un certain montant en services à domicile est autorisé à déduire 50 % des sommes versées de son impôt sur le revenu dans la limite d'un certain plafond. Ce montant inclut non seulement le salaire net mais aussi les cotisations sociales et, le cas

---

2. Aide à la Famille pour l'Emploi d'une Assistante MATernelle, créée en 1991

3. Allocation de Garde d'Enfants à Domicile, depuis 1987

4. Allocation Personnalisée d'Autonomie, une allocation mensuelle versée aux personnes dépendantes depuis 2002

échéant, les sommes facturées par les organismes intermédiaires. La liste des services à domicile éligibles correspond aux services qui sont l'objet de la politique de développement des services à la personne. Le premier Plan de développement a listé 21 services, auxquels se sont ajoutés 5 nouveaux services introduits en 2009 par le Plan II. Les sommes déductibles sont limitées par un plafond annuel, qui a évolué de manière importante depuis 1991 (graphique 1). En particulier, le gouvernement socialiste parvenu au pouvoir en 1997 a réduit le plafond de 90 000 francs (13 800 euros) à 45 000 francs (6 900 euros). Plusieurs plafonds majorés ont été progressivement introduits. En 2009, le plafond est de 12 000 euros et il existe des majorations pour les foyers fiscaux comprenant des enfants ou des personnes de plus de 65 ans ou lorsque le foyer fiscal supporte les frais liés à la dépendance d'un ascendant (1 500 euros de majoration par enfant, personne âgée de plus de 65 ans ou personne dépendante, dans la limite de 3 000 euros de majoration). Les foyers fiscaux comportant des personnes titulaires d'une carte d'invalidité bénéficient d'un plafond de 20 000 euros.

De plus, depuis l'imposition des revenus de 2007, la réduction d'impôt est remplacée, pour les ménages dont tous les membres sont actifs, par un crédit d'impôt. Ainsi, les ménages actifs qui ne payent pas d'impôt ou pas suffisamment pour déduire la moitié des sommes dépensées dans son intégralité, récupèrent tout de même cette somme.

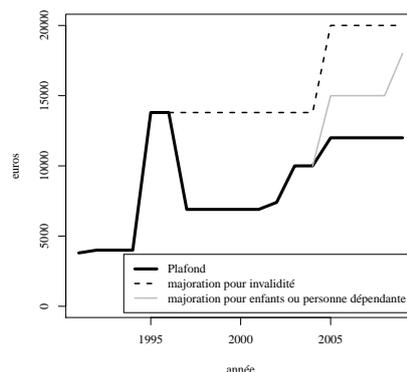


Fig. 1 – Évolution du plafond annuel de la réduction d'impôt

### 3 Les données

Deux sources de données ont été utilisées. La principale est l'enquête Budget de famille qui a été menée par l'Insee en 1989, 1995, 2000 et 2005. Cette enquête permet d'obtenir des informations sur ce que les ménages consomment, en particulier dans le secteur des services à domicile. Les variables socio-démographiques permettent également de caractériser les ménages utilisateurs de ces services. La seconde source, d'origine fiscale, n'est utilisée que de manière

annexe. Il s'agit de l'enquête Revenus fiscaux dont les données sont constituées en enrichissant les observations issues de l'enquête Emploi par les informations contenues dans les déclarations d'impôt sur le revenu des personnes physiques. Ces données présentent l'avantage de concilier la fiabilité des variables financières, liée à leur origine administrative, et la richesse des informations socio-démographiques issues de l'enquête Emploi. Leur intérêt dans le cadre de cette étude réside dans l'existence d'une case de la déclaration d'impôt, dans laquelle les ménages doivent inscrire les sommes dépensées pour le recours à des services à domicile s'ils souhaitent bénéficier de la réduction ou du crédit d'impôt.

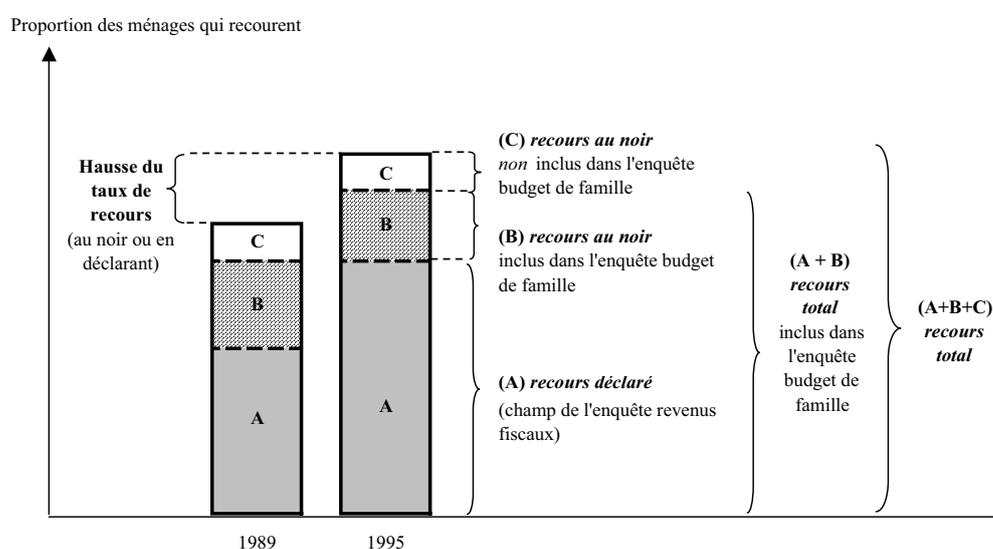


Fig. 2 – Recours au noir et recours déclaré

L'enquête Budget de famille est utilisée pour évaluer l'effet de la réduction d'impôt, car elle permet de disposer d'informations sur le recours aux services à domicile à la fois avant et après l'introduction de la réduction d'impôt en 1991. L'enquête Revenus fiscaux en revanche ne peut pas permettre d'évaluer la mesure car elle ne fournit d'informations sur le recours qu'à partir de la mise en place de la réduction d'impôt, lors de l'introduction d'une case de la déclaration d'impôt destinée à recevoir les sommes versées par les ménages. Cette enquête n'est donc utilisée que de manière annexe, pour identifier les ménages devenus non imposables du fait de la réduction d'impôt (voir partie 5).

De plus, dans l'enquête Budget de famille, les ménages considérés comme utilisateurs sont ceux qui ont répondu par l'affirmative à la question « Utilisez-vous des services à domicile ? ».

Le recours non déclaré à des salariés à domicile est donc capté, même si c'est dans une mesure qu'il est difficile de quantifier, puisqu'elle dépend de la propension des enquêtés à évoquer ou non cette dépense.

La figure 2 permet de voir comment cette information permet une mesure des effets nets de la réduction d'impôt, hors effets de blanchiment. Le recours des ménages peut se décomposer en trois parties : le recours déclaré à l'administration fiscale, le recours « au noir » mentionné par les ménages lorsqu'ils sont interrogés dans le cadre de l'enquête, et le recours « au noir » non mentionné par les ménages (ces trois catégories sont représentées respectivement par A, B et C sur la figure 2). Nous supposons dans cette étude, et en particulier dans la partie consacrée à l'évaluation de la réduction d'impôt, que l'éventuelle sous-déclaration du recours informel à ces services dans l'enquête Budget de famille n'a pas évolué entre 1989 et 1995 (voir figure 3). Cette hypothèse est formulée en proportion des ménages, c'est-à-dire que c'est la proportion de ménages qui recourent au noir sans le mentionner dans l'enquête Budget de famille qui est supposée la même à ces deux dates (sur le graphique 2, cela correspond à la zone C, qui est de même taille aux deux dates).

Ainsi, sous cette hypothèse, la variation du taux de recours total (y compris celui que les ménages ne mentionnent pas dans l'enquête) est égale à la variation du recours inclus dans l'enquête Budget de famille ( $A_2 - A_1 + B_2 - B_1$  sur la figure 3), qui est celle que les données nous permettent de calculer.

On notera que la réduction d'impôt ne peut bénéficier qu'aux ménages qui recourent à des services à domicile et le déclarent. De ce fait, si l'introduction de la réduction d'impôt a incité des ménages à recourir, ce ne peut être qu'en le déclarant. Toutefois, pour un ménage qui commence à déclarer un salarié à domicile, deux explications sont possibles : ce ménage commence à utiliser des services à domicile, ou bien il recourait déjà mais vient de régulariser son salarié pour bénéficier de l'avantage fiscal. Si nous disposions uniquement de données fiscales comme celles de l'enquête Revenus fiscaux, il serait impossible de distinguer ces deux effets. Le fait de disposer de données comprenant à la fois le recours déclaré et le recours informel nous permet d'estimer la hausse du recours total, indépendamment de l'effet de régularisation du travail au noir qui ne joue que sur la répartition entre recours au noir et recours déclaré au sein du recours total (cf figure 3).

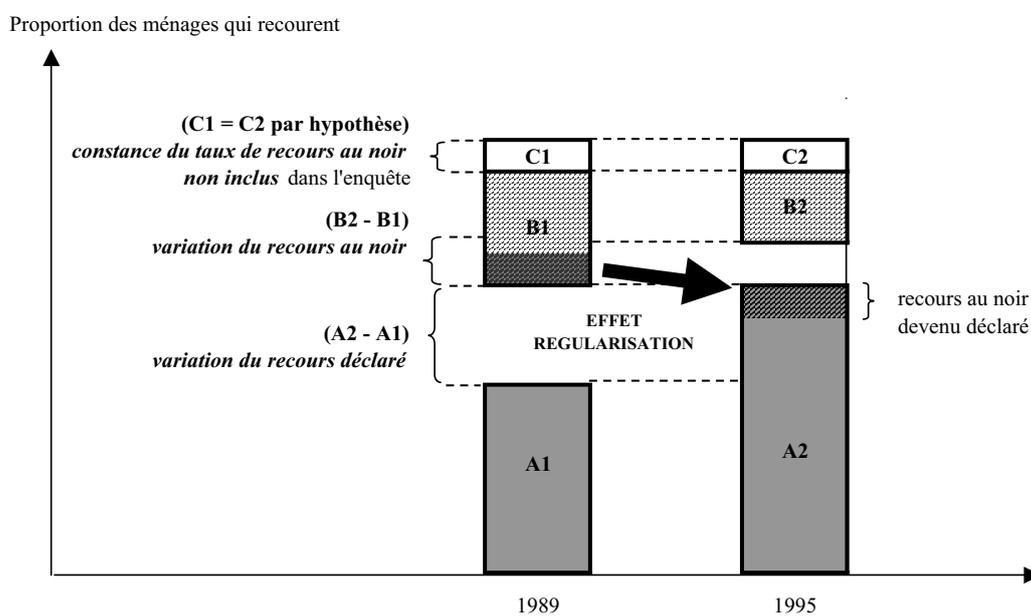


Fig. 3 – Hausse du recours

## 4 Faits stylisés

### 4.1 Qui sont les utilisateurs de services à domicile ?

Cette partie donne un premier aperçu de la propension à recourir aux services à domicile en fonction des caractéristiques du ménage, et de l'évolution de ce taux de recours. L'âge est le critère le plus déterminant : en 2005, 54,2 % des ménages qui recourent sont âgés de plus de 70 ans<sup>5</sup>, alors que cette classe d'âge ne représente que 20,1 % de la population. De plus, 19,3 % des personnes âgées de 70 à 80 ans et jusqu'à 40,3 % des plus de 80 ans sont utilisateurs (tableau 1). Conséquence de cette prépondérance des personnes âgées, les ménages sans enfants constitués d'une ou deux personnes sont également les configurations familiales où le recours est le plus répandu (respectivement 13,8 % et 10,8 % de ces ménages sont utilisateurs). À l'inverse, les couples avec enfants recourent plus rarement (c'est le cas de seulement 6,8 % d'entre eux), probablement car il s'agit d'un mode de garde coûteux.

Parmi les ménages dont la personne de référence est en emploi, la catégorie socioprofessionnelle est très discriminante. Alors que 16,3 % des ménages sont tels que la personne de référence est cadre, c'est le cas de plus de la moitié des ménages qui recourent à des services à domicile. Le taux de recours des ménages est de 17,6 % si la personne de référence est cadre et 15,3 % si elle a suivi au moins trois ans d'études après le baccalauréat.

### 4.2 Évolution depuis la fin des années 1980

Le recours aux services à domicile a augmenté entre la fin des années 1980 et le milieu des années 2000, avec une hausse de 33 % du nombre d'utilisateurs et de près de 50 % de la dépense mensuelle totale (après déduction de toutes les aides financières, voir tableau 2). Cette progression est plus marquée pour les plus aisés, mais le taux de recours a également augmenté pour les ménages du deuxième ou du cinquième décile de niveau de vie<sup>6</sup>.

### 4.3 Comparaison entre 1989 et 1995

Le tableau 3 présente l'évolution du taux de recours aux services à domicile entre 1989 et 1995, en distinguant les caractéristiques des ménages (âge de la personne de référence, type de ménage) et la position du ménage dans la hiérarchie des revenus, mesurée selon deux indicateurs : le revenu total et le niveau de vie (qui est calculé en normalisant le revenu par la taille du ménage). Les résultats principaux sont les suivants :

---

5. Dans l'ensemble de l'étude, lorsque l'on parle de « l'âge du ménage », c'est l'âge de la personne de référence qui est pris en compte

6. En raison des contraintes qu'imposent les données, le niveau de vie est ici calculé en rapportant le revenu du ménage au nombre d'unités de consommation du ménage. Il ne s'agit donc pas exactement de la définition usuelle du niveau de vie de l'Insee, qui utilise le revenu disponible. La différence entre les deux notions est constituée par les impôts directs, en particulier l'impôt sur le revenu, qui doivent être déduits du revenu total pour obtenir le revenu disponible.

TABLE 1 – En 2005, qui sont les utilisateurs de services à domicile ?

Caractéristiques	Structure	Taux de recours
Age (*)		
<=29	0,9 %	0,9 %
30-39	8,1 %	4,4 %
40-49	11,3 %	5,7 %
50-59	14,3 %	7,1 %
60-69	11,4 %	8,6 %
70-79	25,8 %	19,3 %
>=80	28,4 %	40,3 %
Type de ménage		
Personne seule	42,3 %	13,8 %
Famille monoparentale	3,5 %	4,5 %
Couple sans enfant	29,7 %	10,8 %
Couple avec enfants	22,4 %	6,8 %
Autres ménages	2,1 %	7,6 %
Catégorie socioprofessionnelle (*)		
Personnes en emploi	34,0 %	5,4 %
<i>Agriculteurs</i>	1,1 %	6,1 %
<i>Artisans, commerçants</i>	4,1 %	11,1 %
<i>Cadres</i>	18,2 %	17,6 %
<i>Professions intermédiaires</i>	7,2 %	4,7 %
<i>Employés</i>	1,7 %	1,1 %
<i>Ouvriers</i>	1,9 %	1,1 %
Retraités	61,8 %	18,4 %
Autres (chômeurs et inactifs non retraités)	4,2 %	8,5 %
Diplôme (personnes en emploi) (*)		
Bac + >= 3	41,0 %	15,3 %
Bac + 2	17,0 %	7,8 %
Baccalauréat	14,4 %	5,4 %
Diplôme professionnel	17,7 %	3,2 %
Diplôme élémentaire	7,3 %	3,0 %
Sans diplôme	2,6 %	0,9 %
Niveau de vie		
1er décile	5,1 %	5,1 %
2è décile	6,9 %	6,8 %
3è décile	7,7 %	7,6 %
4è décile	7,9 %	7,8 %
5è décile	7,1 %	7,0 %
6è décile	6,9 %	6,8 %
7è décile	7,1 %	7,0 %
8è décile	9,4 %	9,2 %
9è décile	12,1 %	11,9 %
10è décile	29,7 %	29,3 %
	100 %	9,9 %

Source : enquête Budget de famille (2005)

Note : (\*) Caractéristiques de la personne de référence du ménage

Lecture : 28,4 % des ménages qui ont utilisé des services à domicile en 2005 ont plus de 80 ans et 40,3 % des ménages de plus de 80 ans ont recouru à ces services

TABLE 2 – Le recours aux services à domicile, 1989-2005

	1989	1995	2001	2005	$\Delta$ (1989/2005)
Nombre d'utilisateurs ( <i>millions</i> )	1,843	2,006	2,140	2,455	<b>+33,2 %</b>
Dépense mensuelle (*) ( <i>millions</i> )	233	251	318	349	<b>+49,8 %</b>
Taux de recours	8,9 %	8,7 %	8,7 %	9,9 %	<b>+1,0 pts</b>
Niveau de vie					
1er décile	5,2 %	2,9 %	3,2 %	5,1 %	-0,1 pts
2è décile	5,8 %	4,1 %	4,8 %	6,8 %	<b>+1,0 pts</b>
3è décile	8,0 %	5,9 %	6,1 %	7,6 %	-0,4 pts
4è décile	8,0 %	4,2 %	5,4 %	7,8 %	-0,2 pts
5è décile	6,0 %	5,6 %	5,7 %	7,0 %	<b>+1,0 pts</b>
6è décile	6,5 %	4,9 %	7,7 %	6,8 %	<b>+0,3 pts</b>
7è décile	7,2 %	6,6 %	5,6 %	7,0 %	-0,2 pts
8è décile	6,5 %	7,7 %	10,0 %	9,2 %	<b>+2,7 pts</b>
9è décile	9,9 %	13,4 %	13,4 %	11,9 %	<b>+2,0 pts</b>
10è décile	26,0 %	23,7 %	25,2 %	29,3 %	<b>+3,3 pts</b>

Source : enquête Budget de famille (1989, 1995, 2001, 2005)

Note : (\*) Sommes déboursées par les ménages, après déduction de toutes les aides financières, y compris les réductions fiscales, En € de 2005

Lecture : Parmi les 10 % de ménages dont le niveau de vie est le plus bas, 4,8 % ont utilisé des services à domicile en 1989 et 2,9 % en 1995

- Le taux de recours des personnes de plus de 70 ans a augmenté de 1,1 point entre 1989 et 1995, alors qu'en moyenne le recours des plus jeunes n'a pas progressé ;
- Le recours des couples a progressé, contrairement à celui des personnes seules et des familles monoparentales ;
- Les personnes aisées ont en moyenne davantage accru leur utilisation que les plus modestes.

Le tableau 4 croise l'âge et le type de ménage avec le revenu total. Les résultats suggèrent que la hausse du recours a augmenté davantage pour les ménages des déciles supérieurs, et ce constat demeure lorsque l'on distingue les ménages selon leur âge ou selon leur structure. C'est en particulier le cas des couples avec enfants, dont le taux de recours a augmenté de 0,7 point parmi les 30 % les plus aisés, et diminué de 1,9 point parmi les 30 % les plus modestes. Les ménages âgés de 60 à 79 ans sont une exception, puisque le recours des ménages les plus modestes a progressé. Une partie de l'explication réside sans doute dans les aides financières dont les personnes dépendantes bénéficient, et qui pour certaines dépendent de leur niveau de revenu.

#### 4.4 Aspects redistributifs de la réduction d'impôt

En 2005, 31,8 % des ménages qui emploient un salarié à domicile et qui le déclarent appartiennent aux 10 % de ménages les plus aisés, alors que seuls 3,5 % appartiennent aux 10 % les plus modestes (graphique 4). Les sommes dépensées sont encore plus concentrées sur les plus aisés : les 10 % les plus aisés consomment 53,6 % de la dépense totale (graphique 5). On notera qu'il s'agit ici des dépenses déclarées à l'administration fiscale, c'est-à-dire les dépenses qui restent à la charge des ménages après déduction des aides directes. Or le montant de ces aides est généralement lié au niveau de ressources du ménage si bien que, à dépense initiale égale, le reste

TABLE 3 – Évolution du taux de recours entre 1989 et 1995

Caractéristiques	1989	1995	Évolution
<b>Age (*)</b>			
<=29	0,9%	0,7%	-0,2 pts
30-39	4,1%	3,7%	-0,4 pts
40-49	7,8%	7,1%	-0,7 pts
50-59	6,7%	6,2%	-0,5 pts
60-69	5,8%	5,1%	-0,7 pts
70-79	9,4%	10,6%	<b>+1,2 pts</b>
>=80	26,8%	27,5%	<b>+0,7 pts</b>
<b>Type de ménage</b>			
Personne seule	13,6%	11,5%	-2,1 pts
Famille monoparentale	9,2%	6,1%	-3,1 pts
Couple sans enfant	6,8%	8,2%	<b>+1,4 pts</b>
Couple avec enfants	6,9%	7,4%	<b>+0,5 pts</b>
<b>Catégorie socioprofessionnelle (*)</b>			
Personnes en emploi	6,3%	5,8%	-0,5 pts
<i>Agriculteurs</i>	2,8%	4,7%	<b>+1,9 pts</b>
<i>Artisans, commerçants</i>	9,9%	8,8%	-1,1 pts
<i>Cadres</i>	23,2%	18,1%	-5,1 pts
<i>Professions intermédiaires</i>	6,3%	5,4%	-0,9 pts
<i>Employés</i>	2,4%	1,7%	-0,7 pts
<i>Ouvriers</i>	1,4%	1,2%	-0,2 pts
Retraités	14,2%	13,8%	-0,4 pts
Autres (chômeurs et inactifs non retraités)	10,9%	11,0%	<b>+0,1 pts</b>
<b>Niveau de vie</b>			
1er décile	5,2%	3,5%	-1,7 pts
2è décile	5,8%	5,2%	-0,6 pts
3è décile	8,0%	7,1%	-0,9 pts
4è décile	8,0%	4,8%	-3,2 pts
5è décile	6,0%	6,8%	<b>+0,8 pts</b>
6è décile	6,5%	5,8%	-0,7 pts
7è décile	7,2%	7,1%	-0,1 pts
8è décile	6,5%	8,3%	<b>+1,8 pts</b>
9è décile	9,9%	13,6%	<b>+3,7 pts</b>
10è décile	26,0%	24,5%	-1,5 pts
<b>Revenu total du ménage</b>			
1er décile	11,4%	8,6%	-2,8 pts
2è décile	12,2%	9,6%	-2,6 pts
3è décile	6,5%	5,8%	-0,7 pts
4è décile	4,5%	5,4%	<b>+0,9 pts</b>
5è décile	5,9%	4,8%	-0,9 pts
6è décile	4,7%	5,6%	<b>+0,9 pts</b>
7è décile	4,2%	4,6%	<b>+0,4 pts</b>
8è décile	4,2%	6,6%	<b>+2,4 pts</b>
9è décile	9,2%	9,7%	<b>+0,5 pts</b>
10è décile	26,1%	25,9%	-0,2 pts
Ensemble	8,9%	8,7%	-0,2 pts

Source : Enquêtes Budget de famille (1989, 1995)

Note : (\*) Caractéristiques de la personne de référence du ménage

TABLE 4 – Évolution du taux de recours entre 1989 et 1995

Caractéristiques	1989	1995	Evolution
<b>Type de ménage et revenu total du ménage</b>			
Personne seule			
1er-3è déciles	14,6 %	10,3 %	-4,3 pts
4è-7è déciles	9,4 %	10,7 %	<b>+1,3 pts</b>
8è-10è déciles	23,9 %	26,3 %	<b>+2,4 pts</b>
Famille monoparentale			
1er-3è déciles	3,2 %	2,9 %	-0,3 pts
4è-7è déciles	8,7 %	5,4 %	-3,3 pts
8è-10è déciles	16,5 %	12,2 %	-4,3 pts
Couple sans enfant			
1er-3è déciles	4,8 %	5,9 %	<b>+0,9 pts</b>
4è-7è déciles	4,1 %	5,0 %	<b>+0,9 pts</b>
8è-10è déciles	12,9 %	14,8 %	<b>+1,9 pts</b>
Couple avec enfants			
1er-3è déciles	3,5 %	1,6 %	-1,9 pts
4è-7è déciles	2,0 %	2,2 %	<b>+0,2 pts</b>
8è-10è déciles	11,9 %	12,6 %	<b>+0,7 pts</b>
<b>Age (*) et revenu total du ménage</b>			
<= 29			
1er-3è déciles	0,0 %	0,0 %	-0,0 pts
4è-7è déciles	0,7 %	0,0 %	-0,7 pts
8è-10è déciles	6,1 %	3,0 %	-3,1pts
30-39			
1er-3è déciles	1,6 %	1,6 %	-0,0 pts
4è-7è déciles	2,1 %	2,0 %	-0,1 pts
8è-10è déciles	8,7 %	9,0 %	<b>+0,3 pts</b>
40-49			
1er-3è déciles	4,1 %	0,9 %	-3,2 pts
4è-7è déciles	2,6 %	2,6 %	-0,0 pts
8è-10è déciles	13,6 %	13,6 %	-0,0 pts
50-59			
1er-3è déciles	3,5 %	0,4 %	-2,9 pts
4è-7è déciles	1,8 %	1,1 %	-0,7 pts
8è-10è déciles	12,3 %	11,8 %	-0,5 pts
60-69			
1er-3è déciles	2,5 %	3,3 %	<b>+0,8 pts</b>
4è-7è déciles	4,4 %	2,7 %	-1,7 pts
8è-10è déciles	12,2 %	10,9 %	-1,3 pts
70-79			
1er-3è déciles	8,4 %	9,3 %	<b>+0,9 pts</b>
4è-7è déciles	7,3 %	7,0 %	-0,3 pts
8è-10è déciles	16,8 %	20,7 %	<b>+3,9 pts</b>
80-89			
1er-3è déciles	28,0 %	25,7 %	-2,3 pts
4è-7è déciles	21,5 %	24,2 %	<b>+2,7 pts</b>
8è-10è déciles	34,9 %	45,6 %	<b>+10,7 pts</b>
Ensemble	8,9 %	8,7 %	-0,2 %

Source : Enquêtes Budget de famille (1989, 1995)

Note : (\*) Caractéristique de la personne de référence du ménage

à charge des ménages aisés est mécaniquement plus élevé.

S'ajoute à cette consommation plus importante des ménages plus aisés le fait que, pour bénéficier de la réduction d'impôt, les ménages doivent payer un montant non nul d'impôt sur le revenu avant cette déduction fiscale. L'impact redistributif de la réduction d'impôt est donc en faveur des plus aisés : 73,1 % de la réduction d'impôt bénéficient aux 10 % les plus aisés<sup>7</sup> (graphique 6)

*Répartition des sommes dépensées et des montants de réduction d'impôt en fonction du décile de niveau de vie*

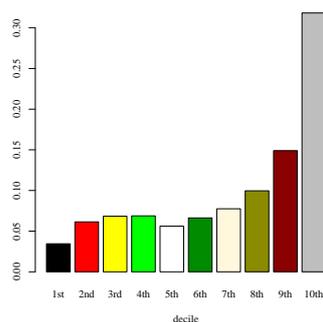


Fig. 4 – Utilisateurs

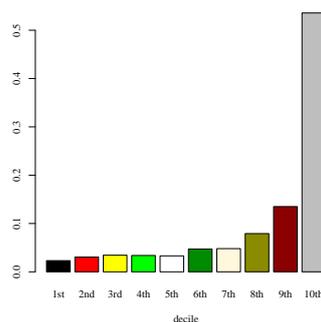


Fig. 5 – Sommes dépensées

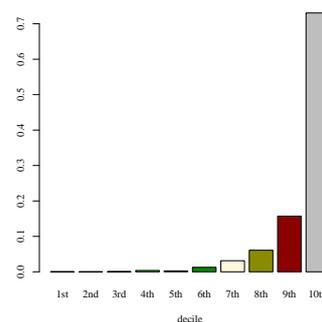


Fig. 6 – Réduction d'impôt

Source : enquête Revenus fiscaux (2005)

Note : seuls les services déclarés à l'administration fiscale sont ici pris en compte

Ce constat toutefois doit être nuancé car il s'agit d'un effet direct, qui ne tient pas compte des conséquences de plus long terme sur le niveau de vie des ménages, liées notamment au fait que ces sommes sont dépensées pour employer des salariés appartenant généralement à des ménages modestes. De plus, d'autres aides financières sont versées par les pouvoirs publics en fonction du niveau de ressources à des publics ciblés comme les parents de jeunes enfants (la Prestation d'accueil du jeune enfant) ou aux personnes dépendantes (l'Allocation personnalisée d'autonomie).

## 5 Évaluation de l'effet de la réduction d'impôt

L'objectif de ce papier est de déterminer les conséquences de la réduction d'impôt de 1991 : a-t-elle incité les ménages à commencer à utiliser des services à domicile? Cette réduction d'impôt

7. Il faut noter que les chiffres sur la répartition des utilisateurs et des sommes dépensées sont calculés sur un champ légèrement différent des autres chiffres présentés, puisqu'il ne concerne que les services à domicile qui sont déclarés à l'administration fiscale. En effet, les montants dépensés pour des services déclarés (et donc les montants déduits pour moitié des impôts) ne sont pas connus dans l'enquête Budget de famille qui ne distingue pas les services déclarés des services « au noir ». Nous utilisons donc l'enquête Revenus fiscaux, qui ne donne d'information que sur les services déclarés.

est le seul changement législatif qui ait affecté l'ensemble des ménages entre 1989 et 1995. Deux autres mesures ont certes été introduites au cours de cette période : le Chèque emploi services a été introduit en 1993 pour simplifier les procédures administratives et, en 1991, ont été créées des exonérations de cotisations sociales pour les ménages ayant recours à une assistante maternelle, dans le cadre de l'AFEAMA<sup>8</sup>. En ce qui concerne le Chèque emploi services, ce dispositif a pu inciter les ménages à recourir davantage grâce à une plus grande simplicité d'utilisation, mais il ne joue pas sur l'arbitrage financier. En revanche, la mise en place de l'AFEAMA a pu modifier l'incitation financière créée par l'introduction de la réduction d'impôt pour les parents à la recherche d'un mode de garde, en les incitant à recourir à une assistante maternelle plutôt qu'à une garde d'enfants à domicile. Toutefois, la garde des enfants à domicile est un mode de garde rarement choisi du fait de son coût élevé. Les ménages qui recourent à une garde à domicile représentent une part minimale de l'ensemble des ménages qui déclarent une somme dépensée pour des services à domicile<sup>9</sup>. L'effet moyen de la réduction d'impôt sur l'ensemble des ménages ne doit donc pas avoir été modifié significativement par l'introduction de ces deux mesures entre nos deux dates de référence.

## 5.1 Construction du groupe des traités

### 5.1.1 Identification du groupe des traités

Pour évaluer l'impact de la mesure, nous allons comparer l'évolution du comportement des personnes qui reçoivent l'incitation créée par l'introduction de la réduction d'impôt (ce que l'on appelle dans la littérature de l'évaluation les personnes « traitées ») et les personnes qui ne sont pas touchées (les « non traités » ou le « groupe de contrôle »). L'identification de la plupart des ménages traités est immédiate, mais pour un petit nombre de ménages bien particuliers, un traitement complémentaire est nécessaire pour distinguer traités et non traités dont nous donnons ici le détail.

Pour évaluer la réduction d'impôt, nous tirons parti du fait que cet avantage fiscal ne bénéficie qu'aux ménages qui payent l'impôt sur le revenu. L'incitation créée est en effet concentrée sur ceux qui sont en mesure de déduire un certain montant de leur impôt dû. Les personnes qui reçoivent l'incitation sont donc les ménages imposables ou plus précisément ceux qui, en l'absence de la réduction d'impôt auraient payé un montant d'impôt non nul. Pour constituer le groupe des traités, il nous faut donc ajouter aux ménages qui n'ont pas payé d'impôt (bien identifiés dans l'enquête Budget de famille) ceux qui sont devenus non imposables du fait de la réduction d'impôt. Ces derniers sont peu nombreux car il s'agit d'une sous-population des ménages qui, à la fois, recourent à des services à domicile et ne payent pas d'impôt. Dans l'enquête Budget de famille, aucune information ne nous permet d'isoler ces derniers, si bien qu'il nous est nécessaire de recourir à la méthode d'étalonnage suivante :

---

8. Aide à la Famille pour l'Emploi d'une Assistante Maternelle

9. En 2006, les gardes d'enfants à domicile représentaient 6 % des salariés employés directement par des particuliers au domicile de ceux-ci, d'après « Les salariés des particuliers-employeurs en 2006 », Insee, 2008

- Grâce à l'enquête Revenus fiscaux, il est possible de calculer le montant que chaque ménage aurait payé, si la réduction d'impôt n'avait pas existé. Nous identifions donc les ménages imposables et non imposables avant la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile.
- Nous estimons un modèle de probabilité, pour un ménage qui recourt à des services à domicile et ne paye pas d'impôt *in fine*, d'être devenu non imposable du fait de la réduction d'impôt.
- Ce modèle de probabilité est appliqué aux données de l'enquête Budget de famille, de façon à identifier la fraction du groupe des traités constituée par les ménages devenus non imposables du fait de la réduction d'impôt.

Nous trouvons que 23 % des ménages à la fois utilisateurs et non imposables sont dans ce cas de figure, ce qui représente 1,2 % des ménages ne payant pas d'impôt, 8,4 % des ménages utilisateurs de services à domicile et 0,5 % de l'ensemble des ménages de 1995. La proportion des ménages concernés par l'incitation créée par la mesure (donc traités) est 60,0 % en 1995, tandis que la proportion de ménages imposables au final (après la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile) était de 59,4 %.

Nous avons ainsi identifié les traités de 1995. On s'intéresse à présent à ceux de 1989. En effet, les données sont sous forme de coupes répétées, si bien que nous ne savons pas si les traités de 1995 étaient imposables ou non en 1989. On considère que les imposables de 1989 constituent une approximation satisfaisante pour le groupe de traités de 1995 avant la mise en place de la réduction d'impôt.

### 5.1.2 Restriction aux ménages de niveau de vie intermédiaire

Les ménages concernés par la mesure ont un profil différent des autres. En France, les ménages sont soumis à un impôt sur le revenu calculé en fonction, essentiellement, du revenu total et de la taille de ce ménage. Le barème est conçu par tranches, de telle façon que le taux effectif d'imposition croît avec le revenu imposable. Au-dessous d'un certain seuil de revenu, les ménages n'ont pas à s'acquitter de cet impôt - environ la moitié des foyers fiscaux se trouvent dans ce cas de figure.

Ainsi, le groupe des traités, constitué des ménages dont les revenus sont suffisants pour payer l'impôt sur le revenu, est très différent du reste de la population : en schématisant, il s'agit de la moitié des ménages dont le niveau de vie est le plus élevé. Le tableau 5 montre ainsi que la proportion de traités dans l'échantillon augmente fortement avec le niveau de vie, à tel point que les plus aisés sont quasiment tous traités et les plus modestes non traités. Très peu de ménages parmi les 10 % les plus aisés appartiennent au groupe de contrôle (le tableau 10 de l'annexe A montre que notre échantillon ne comporte en 1995 que 21 ménages dans ce cas). De plus, les individus du dernier décile qui ne sont pas traités sont très particuliers, car ils bénéficient de réductions d'impôt importantes. Ce problème de comparabilité touche essentiellement le dixième décile, mais également, dans une moindre mesure, les huitième et neuvième déciles.

TABLE 5 – Proportion de ménages appartenant au groupe des traités, par décile de niveau de vie

	1989	1995
1er décile	22,1 %	6,8 %
2è décile	13,2 %	12,8 %
3è décile	19,1 %	27,3 %
4è décile	31,0 %	45,1 %
5è décile	50,7 %	61,3 %
6è décile	64,7 %	75,6 %
7è décile	78,3 %	86,9 %
8è décile	86,7 %	90,8 %
9è décile	91,9 %	95,4 %
10è décile	93,4 %	97,7 %
Ensemble	55,1 %	60,0 %
4-7è déciles	56,2 %	67,3 %

Source : enquête Budget de famille (1989,1995)

Si la correspondance entre le niveau de vie et le niveau d'imposition n'est pas systématique, c'est que le mécanisme du barème de l'impôt sur le revenu est brouillé par d'autres paramètres. En effet, par le jeu des abattements, réductions et crédits d'impôt, les plus aisés peuvent ne pas payer d'impôt sur le revenu ; à l'inverse, des ménages modestes peuvent payer cet impôt, par exemple si les membres constituent des foyers fiscaux distincts et que seul l'un d'entre eux est en emploi.

L'imperfection de cette correspondance entre niveau de vie et imposition doit être prise en compte car l'évaluation d'une expérience naturelle repose sur la comparaison entre des individus traités et un groupe de contrôle dont le comportement est censé constituer une approximation satisfaisante de celui du groupe des traités en l'absence de la mesure évaluée.

Pour rendre les groupes plus comparables, il paraît donc préférable de concentrer l'évaluation sur les 40 % de ménages de niveau de vie intermédiaire, pour qui les proportions de ménages imposables et non imposables sont moins déséquilibrées, et donc pour qui les profils sont moins particuliers et les effectifs sont plus importants. Cela constitue une limite de notre étude. Toutefois, les ménages de niveau de vie intermédiaire sont probablement les plus susceptibles d'adapter leur comportement aux incitations financières.

### 5.1.3 Évolutions comparées dans les deux groupes

Comparer la différence d'évolution du recours entre traités et non traités nous permet d'avoir une première idée de l'effet de la réduction d'impôt (voir tableau 6). Tout d'abord, cette *double différence* est significativement positive pour les ménages de plus de 80 ans, que l'on se restreigne ou non aux ménages de niveau de vie intermédiaire. Le résultat est similaire pour les ménages composés d'une personne seule, ce qui résulte probablement du résultat précédent, car une proportion importante des personnes seules est âgée. Peu de doubles différences sont significatives si l'on distingue selon le niveau de vie ou selon le revenu total, ce qui est en partie dû à la faible taille de l'échantillon (cf tableau 10 de l'annexe A). Toutefois, la double différence est signifi-

cativement positive pour le septième décile de niveau de vie. Plus généralement, l'évolution est significativement positive (+2,5 %) pour les ménages des quatre déciles de niveau de vie intermédiaires pris dans leur ensemble. Ce résultat tend à confirmer l'analyse selon laquelle les ménages de niveau de vie moyen seraient les plus concernés par un changement de comportement causé par l'incitation fiscale.

## 5.2 Mise en oeuvre de méthodes économétriques d'évaluation

Trois méthodes seront mises en oeuvre successivement : différence-de-différence, appariement, et une dernière méthode qui combine les deux premières afin de s'appuyer sur une hypothèse plus réaliste.

### 5.2.1 Méthode de différence-de-différence et ses limites

Dans une première étape, nous mettons en oeuvre une méthode de différence-de-différence. L'application de cette méthode se fonde sur l'hypothèse de tendance temporelle commune entre groupe des traités et groupe de contrôle : en l'absence de la mise en place de la réduction d'impôt, ces groupes auraient connu des évolutions du recours aux services à domicile similaires. L'hypothèse peut s'écrire de la façon suivante :

$$E(Y_{95}(0)|T = 1, X_{1,95}) - E(Y_{89}(0)|T = 1, X_{1,89}) = E(Y_{95}(0)|T = 0, X_{0,95}) - E(Y_{89}(0)|T = 0, X_{0,89})$$

où  $X_{d,t}$  représente les covariables des ménages traités (si  $d = 1$ ) ou non traités (si  $d = 0$ ) à la date  $t$ ,  $Y_t(d)$  l'indicatrice de recours à des services à domicile à la date  $t$  s'ils sont soumis à l'incitation créée par la réduction d'impôt ( $d = 1$ ) ou s'ils ne le sont pas ( $d = 0$ ).

L'estimateur de l'effet du « traitement » sur les traités (ATT) a pour expression :

$$\alpha_{DID}^{ATT} = \frac{1}{N_{1,95}} \sum_{i=1}^{N_{1,95}} Y_{i,95}(1) - \frac{1}{N_{0,95}} \sum_{i=1}^{N_{0,95}} Y_{i,95}(0) - \left\{ \frac{1}{N_{1,89}} \sum_{i=1}^{N_{1,89}} Y_{i,89}(1) - \frac{1}{N_{0,89}} \sum_{i=1}^{N_{0,89}} Y_{i,89}(0) \right\}$$

où  $Y_{i,t}(d)$  est l'indicatrice de recours à des services à domicile du ménage  $i$  à la date  $t$  s'il est soumis à l'incitation créée par la réduction d'impôt ( $d = 1$ ) ou s'il ne l'est pas ( $d = 0$ ), et  $N_{d,t}$  le nombre de ménages traités (si  $d = 1$ ) ou non traités (si  $d = 0$ ) à la date  $t$ .

Lorsqu'on compare l'ensemble des traités et non traités, l'hypothèse de tendance commune est peu plausible car les imposables sont plus aisés en moyenne que les non imposables et il est tout à fait possible que le recours aux services à domicile des ménages aisés évolue de manière différente de celui des ménages plus modestes, d'autant plus que l'on a vu précédemment que le niveau de vie était un déterminant essentiel du recours.

Une première façon de traiter le problème consiste à se limiter aux ménages de niveau de vie intermédiaire afin de rendre les groupes plus comparables en terme de niveau de vie.

Le tableau 7 présente les résultats des estimations. Plusieurs spécifications sont testées. La

TABLE 6 – Recours à des services à domicile, doubles différences

	Contrôle			Traités			Différence		Écart-type
	1989	1995	Δ	1989	1995	Δ	ΔΔ		
PARMI LES 40 % DE MÉNAGES DE NIVEAU DE VIE INTERMÉDIAIRE									
Âge									
<=29	0,7	-	-0,7	3,3	-	-3,3	-2,6	ns	( 2,6 )
30-39	2,7	1,9	-0,8	3,3	3,5	0,2	1,0	ns	( 1,8 )
40-49	4,1	4,9	0,8	5,0	4,4	-0,6	-1,4	ns	( 2,2 )
50-59	1,9	0,6	-1,3	2,1	2,2	0,1	1,5	ns	( 1,9 )
60-69	4,6	3,1	-1,4	3,2	2,2	-1,0	0,4	ns	( 2,2 )
70-79	10,1	8,4	-1,7	6,1	6,8	0,7	2,4	ns	( 3,4 )
>=80	29,8	18,2	-11,6	21,0	27,6	6,5	<b>18,2</b>	<b>***</b>	( 6,7 )
Type de ménage									
Personne seule	16,3	10,2	-6,1	8,1	9,9	1,7	<b>7,9</b>	<b>**</b>	( 3,2 )
Famille monoparentale	9,8	2,1	-7,8	8,9	8,5	-0,5	<b>7,3</b>	<b>*</b>	( 3,9 )
Couple sans enfant	4,4	4,2	-0,2	4,2	4,6	0,4	0,6	ns	( 2,1 )
Couple avec enfant	2,9	5,0	2,0	4,4	4,1	-0,4	-2,4	ns	( 1,6 )
PARMI L'ENSEMBLE DES MÉNAGES									
Âge									
<=29	0,6	0,3	-0,3	1,8	2,2	0,4	0,7	ns	( 1,5 )
30-39	2,2	2,4	0,1	5,6	4,6	-1,0	-1,1	ns	( 1,3 )
40-49	3,9	2,8	-1,1	10,3	9,5	-0,8	0,3	ns	( 1,7 )
50-59	1,4	1,0	-0,4	9,2	8,4	-0,8	-0,4	ns	( 1,9 )
60-69	3,1	3,2	0,1	7,6	6,1	-1,5	-1,6	ns	( 1,8 )
70-79	8,4	9,1	0,7	10,4	11,6	1,2	0,5	ns	( 2,5 )
>=80	26,2	21,9	-4,4	27,7	34,5	6,8	<b>11,1</b>	<b>**</b>	( 4,5 )
Type de ménage									
Personne seule	15,4	11,0	-4,3	11,5	12,0	0,5	<b>4,9</b>	<b>**</b>	( 2,1 )
Famille monoparentale	5,9	2,9	-3,1	13,8	9,9	-3,9	-0,8	ns	( 2,4 )
Couple sans enfant	4,5	5,7	1,1	8,0	9,2	1,3	0,1	ns	( 1,7 )
Couple avec enfant	2,4	2,9	0,6	10,1	9,9	-0,2	-0,7	ns	( 1,2 )
Niveau de vie									
1er décile	4,2	3,5	-0,7	8,6	2,7	-5,9	<b>-5,2</b>	<b>*</b>	( 3,1 )
2è décile	6,2	5,5	-0,8	3,0	3,5	0,5	1,3	ns	( 3,1 )
3è décile	8,4	8,9	0,5	6,5	2,6	-3,9	-4,4	ns	( 2,9 )
4è décile	9,4	6,1	-3,4	4,8	3,3	-1,5	1,9	ns	( 2,4 )
5è décile	8,2	9,0	0,8	3,9	5,4	1,4	0,6	ns	( 2,3 )
6è décile	8,4	7,0	-1,4	5,4	5,3	-0,1	1,4	ns	( 2,4 )
7è décile	9,4	4,9	-4,5	6,6	7,4	0,8	<b>5,4</b>	<b>*</b>	( 3,2 )
8è décile	7,2	11,5	4,4	6,4	8,0	1,6	-2,8	ns	( 3,9 )
9è décile	6,0	7,8	1,8	10,2	13,8	3,6	1,8	ns	( 6,4 )
10è décile	18,6	15,0	-3,5	26,5	24,7	-1,8	1,7	ns	( 11,4 )
Revenu total du ménage									
1er décile	11,3	9,1	-2,2	12,2	2,4	-9,8	-7,6	ns	( 5,0 )
2è décile	12,7	8,9	-3,8	10,1	12,0	2,0	5,8	ns	( 3,8 )
3è décile	7,2	6,0	-1,2	5,1	5,5	0,4	1,6	ns	( 2,4 )
4è décile	4,8	3,7	-1,1	4,3	6,9	2,6	<b>3,7</b>	<b>*</b>	( 2,1 )
5è décile	4,3	3,3	-0,9	7,4	5,7	-1,6	-0,7	ns	( 2,1 )
6è décile	2,1	4,2	2,1	6,7	6,3	-0,4	-2,5	ns	( 2,1 )
7è décile	3,2	2,8	-0,4	4,7	5,2	0,5	1,0	ns	( 2,1 )
8è décile	2,7	3,6	0,9	4,7	7,2	2,5	1,6	ns	( 2,6 )
9è décile	9,2	4,1	-5,2	9,2	10,2	1,0	6,2	ns	( 4,2 )
10è décile	14,3	19,6	5,3	26,9	26,1	-0,8	-6,1	ns	( 10,0 )
Ensemble	7,5	6,4	-1,2	10,1	10,2	0,1	1,3	ns	( 0,8 )
4è au 7è déciles (*)	8,9	6,8	-2,1	5,4	5,8	0,4	<b>2,5</b>	<b>**</b>	( 1,2 )

Note : \*\*\* significativité au seuil de 1%, \*\* au seuil de 5% et \* au seuil de 10%

(\*) déciles de niveau de vie

Source : enquête Budget de famille (1989,1995)

régression (1) inclut des contrôles (composition du ménage, âge, diplôme et catégorie socio-professionnelle de la personne de référence, décile de niveau de vie) et porte sur l'ensemble des ménages. Elle est présentée à titre de référence, puisque nous avons vu que les niveaux de vie des groupes ne sont pas comparables. La régression (2) est identique à la régression (1) mais porte uniquement sur les 40 % de ménages de niveau de vie intermédiaire. La spécification (3) inclut des variables d'interaction entre l'effet du traitement et le décile de niveau de vie. Les résultats des régressions (2) et (3) suggèrent l'existence d'un effet significativement positif sur les ménages de niveau de vie intermédiaire.

Cependant, cette façon de procéder présente des défauts.

- Tout d'abord, la comparabilité des traités et non traités n'est toujours pas assurée. En effet, une personne vivant seule avec un revenu  $R$  peut avoir le même niveau de vie qu'une famille de 3 enfants dont les deux adultes gagnent chacun  $1,2R$ <sup>10</sup>. La répartition selon le type de ménage diffère d'ailleurs fortement entre traités et non traités, que l'on se limite ou non aux déciles intermédiaires (cf tableau 11 de l'annexe) : les couples sont bien plus représentés parmi les traités alors que les personnes seules et familles monoparentales sont en proportion plus nombreuses parmi les non traités.
- Ensuite, lorsque les données sont sous forme de coupes répétées, la composition des groupes doit être stable dans le temps de manière à assurer la comparabilité avant / après (voir par exemple Blundell & Costa Dias (2000)). Or ici, la proportion de traités a évolué (de 56,2 % à 67,3 %), si bien que les caractéristiques des ménages observés ont pu se modifier.

### 5.2.2 Méthode d'appariement et ses limites

Les limites de la méthode de différence de différence sont essentiellement liées au fait que la distribution des covariables doit différer le moins possible entre traités et contrôles. La méthode d'appariement paraît à première vue l'outil adapté pour répondre à cette exigence, puisqu'elle consiste à repondérer le groupe de contrôle de manière à ce que la distribution de ses caractéristiques observables reproduise celle du groupe des traités. Afin de déterminer si cette méthode est susceptible d'identifier l'effet du traitement dans notre cas, nous examinons ses conditions de validité et leur degré de réalisme dans notre cadre d'évaluation.

L'identification de l'effet du traitement repose sur la formulation de l'« hypothèse d'indépendance conditionnelle » (CIA), selon laquelle la variable d'intérêt (en l'occurrence, la décision de recours à des services à domicile) est indépendante du fait d'appartenir ou non au groupe des traités, à caractéristiques observables données et en l'absence du traitement<sup>11</sup>. Les individus non traités de 1995 ont été sélectionnés de façon à constituer un groupe dont les caractéristiques sont

10. En effet, le niveau de vie est calculé en divisant le revenu total du ménage par le nombre d'individus qui le composent, en pondérant chaque individu par un poids censé refléter le surcroît de dépense qu'il impose au ménage. Selon l'échelle OCDE, la plus répandue, le premier adulte compte pour 1, les autres individus de plus de 14 ans pour 0,5 et les enfants de moins de 14 ans pour 0,3.

11. La condition (CIA) usuelle est légèrement plus restrictive :  $Y_{95}(0), Y_{95}(1) \perp\!\!\!\perp T | X_{1,95}$  mais lorsque, comme dans notre cas, on estime l'effet du traitement sur les traités, la condition ne portant que sur les ménages n'ayant pas bénéficié de la mesure est suffisante (cf Givord (2010), Fougère (2010)).

les mêmes que celles des traités de 1995, si bien qu'on raisonne ici à caractéristiques observables données, celles des individus traités de 1995. L'hypothèse peut s'écrire de la façon suivante :

$$Y_{95}(0) \perp\!\!\!\perp T | X_{1,95}$$

La seconde hypothèse est la « condition de support commun » : la probabilité d'être traité doit être strictement comprise entre 0 et 1 lorsque l'on conditionne par chacune des caractéristiques observables sur lesquelles l'appariement est effectué. Cela signifie que seuls les ménages traités de 1995 dont les caractéristiques observables sont telles qu'il existe des ménages traités de 1989 possédant les mêmes caractéristiques seront pris en compte dans le calcul de l'estimateur.

$$0 < P(T = 1 | X_{1,95}) < 1$$

où  $X_{1,95}$  représente les covariables des ménages traités en 1995.

L'estimateur a pour expression :

$$\alpha_M^{ATT} = \frac{1}{N_{1,95}} \sum_{i=1}^{N_{1,95}} \left\{ Y_{i,95}(1) - \sum_{j=1}^{N_{i,0,95}} w_{j,i,95} Y_{j,95}(0) \right\}$$

où  $Y_{i,t}(d)$  l'indicatrice de recours à des services à domicile de l'individu  $i$  à la date  $t$ ,  $N_{d,t}$  le nombre de ménages traités (si  $d = 1$ ) ou non traités (si  $d = 0$ ) à la date  $t$ ,  $N_{i,0,t}$  le nombre de ménages non traités (si  $d = 0$ ) à la date  $t$  qui ont été choisis comme contrefactuels du ménage traité  $i$ , et  $w_{j,i,95}$  est le poids donné au ménage non traité  $j$  sélectionné comme le ou l'un des contrefactuel(s) du ménage traité  $i$ .

Les résultats de cette méthode sont présentés dans la colonne (4) du tableau 7. Selon cette méthode, il n'y aurait aucun effet significatif.

Toutefois, les conditions de validité de la méthode ne semblent pas réunies.

- En effet, tout d'abord cette méthode suppose que la sélection dans l'affectation au traitement s'effectue uniquement par le biais des déterminants observables, et que lorsque l'on contrôle par ces caractéristiques, le recours aux services à domicile et le fait d'être imposable sont indépendants. Il est toutefois possible que des déterminants inobservés influencent à la fois le recours et le fait d'être imposable : par exemple le fait d'héberger chez soi une personne âgée ajoute une demi-part supplémentaire au nombre de parts calculé par l'administration fiscale et génère des besoins en services à domicile.
- De plus, pour deux ménages de même niveau de vie <sup>12</sup>, si l'un des deux ne paye pas d'impôt alors son revenu disponible est plus élevé, ce qui facilite le recours à des services à domicile.

---

12. Nous avons vu précédemment que le niveau de vie était calculé ici en prenant en compte le revenu avant impôt

TABLE 7 – Résultat des estimations en différence-de-différence et avec appariement

	(1)	(2)	(3)	(4)
Méthode	Did	Did	Did	Matching
Contrôles (*)	OUI	OUI	OUI	-
Déciles	Tous	4-7	4-7	4-7
N (t=1989)	8 827	3 617	3 617	-
N (t=1995)	9 634	3 909	3 909	3 909
N (Traités)	10 799	4 780	4 780	2 690
N (Contrôles)	7 662	2 746	2 746	1 219
Effet du traitement				
Ensemble	<b>-0,0034</b> (0,0079)	<b>0,0297***</b> (0,0112)	- -	<b>0,0019</b> (0,0102)
4è décile	-	-	<b>0,0269*</b> (0,0151)	-
5è décile	-	-	<b>0,0221</b> (0,0140)	-
6è décile	-	-	<b>0,0287**</b> (0,0133)	-
7è décile	-	-	<b>0,0370***</b> (0,0130)	-

Note : \*\*\* significativité au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %

(\*) Contrôles : Structure du ménage, décile de niveau de vie, âge, catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage

Source : enquête Budget de famille (1989, 1995)

### 5.2.3 Méthode de différence-de-différence avec appariement

Les deux méthodes d'évaluation précédentes sont finalement peu adaptées à notre cadre d'évaluation. Leurs conditions de validité respectives (tendance temporelle commune pour la différence de différence et hypothèse d'indépendance conditionnelle pour l'appariement) ne semblent pas réunies, d'une part parce que les données ne permettent pas le suivi longitudinal des individus et d'autre part du fait de la forte dissemblance entre les individus concernés par la mesure et les autres. Dans ce cas de figure, et dans le but de relâcher les hypothèses identifiantes des méthodes utilisées, Blundell & Costa Dias (2000) préconisent de combiner les deux méthodes en utilisant l'estimateur proposé par Heckman, Ichimura, Smith & Todd (1998). Il s'agit d'une extension de l'estimateur classique en différence-de-différence destinée à tenir compte des déséquilibres dans la distribution des covariables entre traités et non traités. Cet estimateur consiste à effectuer une régression en différence-de-différence sur les observations pondérées par la fonction de pondération de l'estimateur d'appariement. Smith & Todd (2005) ont ensuite montré que cet estimateur était le plus susceptible de réduire les biais d'estimation sur données issues d'expériences naturelles.

L'extension au cas de données sous forme de coupes répétées est également prévue par Blundell & Costa Dias (2002). Dans ce cas, le groupe de traités de 1995 est apparié avec les traités de 1989, les non traités de 1995 et les non traités de 1989. Les trois ensembles de poids issus de ces trois étapes d'appariement sont ensuite utilisés pour effectuer la régression en différence-de-différence.

Examinons les conditions de validité de cette méthode :

- L'appariement permet de relâcher l'hypothèse de tendance temporelle commune de la diffé-

rence de différence, qui s'applique alors à des groupes dont les caractéristiques observables sont similaires (ce qui, formellement, se traduit par le conditionnement par les observables des traités de 1995,  $X_{1,95}$ ).

$$E(Y_{95}(0)|T = 1, X_{1,95}) - E(Y_{89}(0)|T = 1, X_{1,95}) = E(Y_{95}(0)|T = 0, X_{1,95}) - E(Y_{89}(0)|T = 0, X_{1,95})$$

- La différence de différence permet de relâcher l'hypothèse d'indépendance conditionnelle (CIA) de l'appariement, en l'exprimant en différence et non plus en niveau. Sous l'hypothèse de linéarité, la spécification de  $Y$  peut alors intégrer des déterminants individuels sous forme d'effets fixes qui s'annulent en différence. L'estimateur laisse ainsi la possibilité que des déterminants inobservables influent sur le recours et sur le fait d'être imposable, à condition qu'il soient constants dans le temps. L'hypothèse s'écrit donc :

$$Y_{95}(0) - Y_{89}(0) \perp\!\!\!\perp T | X_{1,95}$$

Ces deux conditions sont équivalentes. Elles supposent que, en l'absence de la réduction d'impôt, l'évolution du recours entre 1989 et 1995 aurait été la même pour deux ménages de mêmes caractéristiques observables (composition, niveau de vie, âge de la personne de référence) mais dont l'un est imposable et l'autre pas. Une telle hypothèse ne semble pas trop restrictive.

La méthode s'appuie également sur la seconde hypothèse de l'appariement, la « condition de support commun » : seuls les ménages traités de 1995 dont les caractéristiques observables sont telles qu'il existe à la fois des ménages traités de 1989, des ménages non traités de 1989 et des ménages non traités de 1995 possédant les mêmes caractéristiques seront pris en compte dans le calcul de l'estimateur. L'estimation se limitera donc à cette partie des ménages.

L'estimateur a pour expression :

$$\alpha_{MDID}^{ATT} = \frac{1}{N_{1,95}} \sum_{i=1}^{N_{1,95}} \left\{ \left[ Y_{i,95}(1) - \sum_{j=1}^{N_{i,0,95}} w_{j,i,95} Y_{i,95}(0) \right] - \left[ \sum_{j=1}^{N_{i,1,89}} w_{j,i,89} Y_{i,89}(1) - \sum_{j=1}^{N_{i,0,89}} w_{j,i,89} Y_{i,89}(0) \right] \right\}$$

Les résultats empiriques sont résumés dans le tableau 8. Ils suggèrent l'existence d'un effet significativement positif sur les ménages de niveau de vie intermédiaire (déciles 4 à 7), et l'ampleur de l'effet serait de 1,3 à 4,9 points de pourcentage à un niveau de confiance de 95 %.

### 5.3 Implications de politique économique

Selon nos estimations, l'introduction de la réduction d'impôt aurait augmenté la proportion d'utilisateurs de services à domicile de 1,3 à 4,9 points parmi les 40 % de ménages de niveau de vie intermédiaire. Nous tentons ici de rendre cette estimation plus facilement interprétable en mettant en lumière ses implications macroéconomiques, et notamment le nombre d'emplois (en équivalent temps plein) que la mesure aurait permis de créer. Un tel calcul permet ensuite de

TABLE 8 – Estimateur de différence-de-différence avec matching

	(1)	(2)
Covariables (*)	NON	OUI
Déciles	4-7	4-7
N (t=1989)	3 004	3 004
N (t=1995)	3 316	3 316
N (Traités)	3 813	3 813
N (Contrôles)	2 507	2 507
Effet du traitement	<b>0,0218**</b>	<b>0,0311***</b>
Intervalle de confiance à 95 %	[0,0037 ; 0,0400]	[0,0135 ; 0,0488]
(Ecart-type)	(0,0093)	(0,0090)

Note : \*\*\* significativité au seuil de 1 %, \*\* au seuil de 5 % et \* au seuil de 10 %

Source : enquête Budget de famille (1989,1995)

(\*) Contrôles : Structure du ménage, décile de niveau, et âge, catégorie socioprofessionnelle de la personne de référence du ménage

dresser un bilan de l'efficacité de la mesure, en rapportant le nombre d'emplois créés à son coût, de manière à calculer le coût par emploi créé. Cet indicateur doit toutefois être interprété en tenant compte des hypothèses qui sous-tendent nécessairement son calcul et des limites liées aux caractéristiques de l'estimation. C'est pourquoi, après avoir présenté les résultats de ce calcul, nous présenterons en détails les hypothèses qui le sous-tendent et l'origine des chiffres utilisés.

Le tableau 9 détaille le calcul du coût d'un emploi à temps plein créé par l'introduction de la réduction d'impôt. Le résultat précédent permet d'estimer le nombre de ménages qui ont commencé à utiliser des services à domicile en raison de l'introduction de la réduction d'impôt. On calcule ensuite la proportion d'un temps plein pour laquelle un ménage utilisateur recourt en moyenne (14 % d'un taux plein, voir détails du calcul plus loin). Nous en déduisons le nombre d'emplois créés en équivalent temps plein. En rapportant ce nombre d'emplois au coût budgétaire total de la mesure en 1996, nous obtenons le coût d'un emploi créé par la mesure (en équivalent temps plein), qui serait compris entre 23 000 et 85 000 euros.

Le coût par emploi créé du scénario central (37 000 euros) est supérieur au coût d'un emploi au Smic à temps complet (20 000 euros par an) et au coût d'un emploi peu qualifié créé ou sauvegardé par les mesures d'exonération de charges sur les bas salaires (voir L'Horty (2006) pour une revue de la littérature des évaluations de ces mesures).

Cette estimation doit être prise en compte en ayant conscience des hypothèses qui sous-tendent son calcul, mais aussi du fait qu'il s'agit d'une estimation partielle.

On examine tout d'abord les hypothèses liées à ce calcul. Le chiffre central sur lequel se fonde le passage du taux de recours au coût d'un emploi créé est le nombre d'heures moyen pour lequel chaque nouveau ménage recourt à des services à domicile. Le chiffre de 14 % d'un temps plein est calculé en rapportant le nombre total d'heures de services à domicile utilisées par les ménages en 1996 (selon Chol (2006) qui utilise les données exhaustives traitées par l'Ircem<sup>13</sup> et la Dares) au nombre de ménages qui ont déclaré dans leur déclaration d'impôt de 1996 utiliser des services à

13. Institut de Retraite Complémentaire des Employés de Maison

domicile (calculé dans Marbot (2008) à partir de l'enquête Revenus fiscaux). Ce calcul conduit à une estimation de 290 heures par an. Cette estimation est confortée par l'enquête Budget de famille. En effet, les 40 % de ménages de niveau de vie intermédiaire qui ont recouru aux services à domicile au cours du dernier mois avant l'interrogation ont utilisé en moyenne 6,1 heures de recours par semaine au cours de ce mois, ce qui représente 290 heures par an si l'on suppose que les ménages recourent pendant 47 semaines dans l'année.

Le deuxième aspect important de ce calcul est l'hypothèse sur laquelle nous nous fondons, selon laquelle ces nouveaux utilisateurs recourent pour un volume horaire moyen égal à celui

TABLE 9 – Calcul du coût par emploi créé par l'introduction de la réduction d'impôt

	BORNE INFÉRIEURE	SCÉNARIO CENTRAL	BORNE SUPÉRIEURE
<b>(1) Effet sur le taux de recours</b>	<b>1,35 %</b>	<b>3,11 %</b>	<b>4,88 %</b>
(A) Nombre total de ménages (1995)	23 155 000	23 155 000	23 155 000
(B) Nombre de ménages sur lesquels porte l'évaluation	6 205 540	6 205 540	6 205 540
<b>(2) Nombre de ménages supplémentaires qui recourent</b>	<b>83 775</b>	<b>192 992</b>	<b>302 830</b>
(C) Nombre d'heures de services à domicile consommées dans l'année (1996)	430 000 000	430 000 000	430 000 000
(D) Nombre de ménages utilisateurs de services à domicile (1996)	1 485 000	1 485 000	1 485 000
(E) Nombre d'heures moyen consommées par un ménage utilisateur par an	290	290	290
(F) Nombre d'heures à temps plein dans le secteur	2 028	2 028	2 028
(G) Proportion moyenne d'un temps complet pour laquelle un ménage emploie un salarié	14 %	14 %	14 %
<b>(3) Nombre d'emplois créés en ETP (*)</b>	<b>11 962</b>	<b>27 556</b>	<b>43 239</b>
<b>(4) Coût budgétaire annuel de la réduction d'impôt (1996, en euros 2009)</b>	<b>1 011 000 000</b>	<b>1 011 000 000</b>	<b>1 011 000 000</b>
<b>(5) Coût d'un emploi à temps plein créé (en euros 2009)</b>	<b>84 521</b>	<b>36 689</b>	<b>23 382</b>

(\*) ETP = *Equivalent Temps Plein*

Sources :

- (1) Résultat de l'étude
- (A) enquête Budget de famille 1995
- (B) Calcul : 40 % \* 67% \* (A) (ménages traités parmi les déciles 4 à 7)
- (2) Calcul : (B) \* (1)
- (C) Chol (2006)
- (D) Marbot (2008)
- (E) Calcul : (C) / (D)
- (F) Calcul : 39 heures par semaine \* 52 semaines
- (G) Calcul : (E) / (F)
- (3) Calcul : (G) \* (2)
- (4) Marbot (2008)
- (5) Calcul : (4) / (3)

de l'ensemble des ménages utilisateurs de 1996. C'est sous cette hypothèse que l'on estime que les nouveaux utilisateurs, comme les ménages qui recouraient déjà avant l'introduction de la réduction d'impôt, recourent à ces services pour un nombre d'heures égal à 14 % d'un temps complet en moyenne.

On notera également que cette estimation constitue un majorant du coût d'un emploi créé car l'effet estimé est partiel sous deux aspects. Tout d'abord, seul l'effet sur les 40 % de ménages de niveau de vie intermédiaire est pris en compte. Il s'agit des ménages qui sont les plus susceptibles de changer leur comportement face à une incitation financière ; toutefois il n'est pas exclu que la réduction d'impôt ait eu un effet sur les autres ménages. Ensuite, certains ménages ont pu augmenter leur nombre d'heures de recours en raison de l'incitation introduite par la réduction d'impôt. Or, ici, nous ne tenons pas compte du nombre d'emplois en équivalent temps plein qui ont été créés du fait d'une hausse du nombre d'heures de recours. Le nombre d'emplois créés est minoré et le coût d'un emploi créé est donc majoré par la non prise en compte de ces deux éléments. Le coût par emploi créé se situerait donc plutôt en dessous du coût annuel d'un Smic à temps plein et du coût d'un emploi créé ou sauvé par les exonérations de charges.

Nous pouvons comparer cette estimation à celle de Carbonnier (2009), qui estime l'impact du relèvement du plafond de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile entre les années fiscales 2001 et 2003. Selon cette étude, le relèvement du plafond aurait permis de créer 553 emplois en équivalent temps plein, pour un coût par emploi créé de 135 562 euros. Cette différence d'ordre de grandeur (d'autant plus importante que notre estimation est un majorant du coût de chaque emploi créé) peut s'expliquer par différents éléments.

On notera tout d'abord que la prise en compte de l'intervalle de confiance de cette estimation (et non seulement du point central de l'intervalle de confiance) conduit plutôt à estimer un coût peu précis, qui serait supérieur à 65 000 euros<sup>14</sup>.

Ensuite, cette étude estime l'impact d'un relèvement du plafond de la réduction d'impôt entre 2001 et 2003 alors que nous estimons ici l'effet de la mise en place de la réduction d'impôt en 1991. À la fois la date de la mesure et sa nature diffèrent donc. Tout d'abord, une décennie sépare les deux mesures, pendant laquelle le recours aux services à domicile s'est nettement développé, et il est donc possible que les possibilités d'augmentation du taux de recours soient plus faibles au début des années 2000 qu'au début des années 1990.

Ensuite, la nature des deux mesures diffère. En particulier, un relèvement du plafond est une mesure pour laquelle la part de l'« effet d'aubaine » dans l'effet total est particulièrement important. En effet, si l'on considère une hausse du plafond de 6 900 à 10 000 euros comme celle qui est étudiée par Carbonnier (2009), les ménages qui recourent aux services à domicile pour des sommes supérieures à 10 000 euros bénéficient d'une réduction d'impôt bien plus importante que précédemment (à hauteur de la moitié de la différence de plafonds, soit 1 550 euros), mais ces ménages consommaient déjà pour un montant supérieur à 10 000 euros. La mesure ne les incite pas à utiliser davantage de services à domicile mais ils déduisent une somme bien plus

---

14. L'effet estimé est en effet seulement significatif au seuil de 10 %

importante de leur impôt sur le revenu (ils bénéficient donc de l'« effet d'aubaine »). Le coût budgétaire est donc particulièrement important pour ces ménages alors que l'effet de la mesure est nul ou quasiment nul (car le relèvement du plafond peut tout de même inciter un ménage qui dépensait déjà 10 000 euros ou plus à maintenir son niveau de consommation au lieu de le diminuer). L'incitation que peut créer un relèvement du plafond de la réduction d'impôt ne touche finalement qu'une frange bien particulière, et peu nombreuse, des ménages : ceux qui sont susceptibles de consommer plus de 6 900 euros par an en services à domicile, mais qui ne dépensent pas plus de 10 000 euros. A l'inverse, la mise en place de la réduction d'impôt concerne tous les ménages, à la seule condition qu'ils payent un montant non nul d'impôt sur le revenu. Pour tous les ménages qui n'utilisent pas de services à domicile mais qui payent l'impôt sur le revenu et sont donc touchés par l'incitation créée par la mise en place de la réduction d'impôt, le coût des services à domicile jusqu'à une dépense égale au plafond est divisé par deux. L'effectif de la population bénéficiaire est donc plus important et la part de l'« effet d'aubaine » dans l'effet total *a priori* plus réduite.

## 6 Conclusion

Cette étude a cherché à évaluer l'impact de l'introduction, en 1991, de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile sur le comportement de recours des ménages. Les conditions de validité des méthodes classiques de différence de différence et d'appariement ne sont pas respectées du fait de la structure de coupes répétées de nos données, d'une part, et de la forte dissimilarité entre les ménages qui reçoivent l'incitation financière liée à la mesure et les autres d'autre part. Nous avons donc appliqué une méthode d'évaluation proposée qui combine différence de différence et méthode d'appariement et permet de relâcher les hypothèses de ces deux méthodes. De plus, nous nous sommes concentrés sur les 40 % de ménages de niveau de vie intermédiaire, de façon à ce que le groupe des traités possède un contrefactuel crédible.

Nos résultats suggèrent que, pour les 40 % de ménages de niveau de vie intermédiaire, la probabilité d'utiliser des services à domicile a progressé de 1,3 à 4,9 points. Si l'on suppose que les ménages qui commencent à utiliser des services à domicile en raison de la création de la réduction d'impôt recourent pour un nombre d'heures similaire à l'ensemble des utilisateurs, entre 18 000 et 65 000 emplois équivalent temps plein auraient été créés, ce qui représente un coût annuel par emploi créé compris entre 23 000 et 85 000 euros.

Il faut souligner que l'impact de la mesure que nous calculons est sans doute minoré (et le coût par emploi créé ainsi majoré) de plusieurs façons. Tout d'abord, l'effet estimé est celui de la réduction d'impôt sur les ménages de niveau de vie intermédiaire, et il ne tient donc pas compte de l'effet potentiel sur les autres ménages. Les analyses descriptives suggèrent toutefois que l'effet serait concentré sur ces ménages, ce qui laisse penser que cette restriction de champ ne change pas significativement les ordres de grandeur. On notera également que l'étude n'évalue pas l'effet de la réduction d'impôt sur le niveau de consommation des ménages qui, avant l'introduction de

cet avantage fiscal, recouraient déjà à des services à domicile (c'est-à-dire la marge intensive). Enfin, nous mesurons l'effet de la mesure sur la hausse globale du recours, sans que la part du travail au noir et son évolution puissent être isolées. Or, pour prendre en compte l'ensemble des effets de la réduction d'impôt, il faudrait également considérer l'effet de régularisation du recours au noir que cet avantage fiscal a sans doute provoqué. En effet, une telle régularisation permet l'amélioration des conditions de travail des salariés concernés et un gain de cotisations sociales pour les finances publiques. Cet effet n'est sans doute pas négligeable. Marbot (2008) estimait ainsi que 70 % de la progression du recours aux services à domicile déclarés sur la période 1996-2005 était lié à une régularisation du recours au noir.

Finalement, malgré le caractère partiel de l'effet que nous estimons, l'ordre de grandeur de notre estimation du coût par emploi créé selon le scénario central est proche d'un Smic à temps complet ou encore du coût estimé d'un emploi créé par les allègements de charges, ce qui suggère que la mise en place de la réduction d'impôt serait à placer parmi les mesures relativement efficaces.

## Références

- Abadie, A. (2005), 'Semiparametric difference-in-difference estimators', *Review of the Economic Studies* **72**, 1–19.
- Angrist, J. & Krueger, A. (1998), Empirical strategies in labor economics. Princeton University Working Paper n°401.
- Baumgartner, H. & Caliendo, M. (2007), Turning unemployment into self-employment : Effectiveness and efficiency of two start-up programmes. DIW Berlin Discussion Paper n°671.
- Becker, S. & Ichino, A. (2002), 'Estimation of average treatment effects based on propensity scores', *The Stata Journal* (4), 358–377.
- Bentoglio, G. (2005), Développer l'offre de services à la personne. Rapport n°4 du Commissariat Général du Plan.
- Blundell, R. & Costa Dias, M. (2000), 'Evaluation methods for non-experimental data', *Fiscal Studies* (4), 427–468.
- Blundell, R. & Costa Dias, M. (2002), Alternative approaches to evaluation in empirical microeconomics. CEMMAP Working Paper CWP 10/02.
- Cahuc, P. & Debonneuil, M. (2004), Productivité et emploi dans le tertiaire. Rapport n°49 du Conseil d'Analyse Economique.
- Caliendo, M. & Kopeinig, S. (2005), Some practical guidance for the implementation of propensity score matching. IZA Discussion Paper n°1588.
- Cancedda, A. (2001), Employment in household services. European Foundation for the Improvement of Living and Working Conditions.
- Carbonnier, C. (2009), Analyse des conséquences incitatives et redistributives de la dépense fiscale pour l'emploi à domicile. Document de travail de la DGTPE.
- CERC (2008), Les services à la personne. Rapport n°8 du Conseil de l'Emploi, des Revenus et de la Cohésion Sociale.
- Cette, G., Héritier, P., Taddei, D., Debonneuil, M. & Lahidji, R. (1999), Emplois de proximité. Rapport n°12 du Conseil d'Analyse Economique.
- Chol, A. (2006), 'Les emplois familiaux en 2004 : un secteur en forte croissance', *Premières informations, Premières synthèses, Dares* **19-1**.
- Choné, P., le Blanc, D. & Robert-Bobée, I. (2004), 'Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants', *Economie et Prévision* **162-1**.
- Coyte, P. & Stabile, M. (2006), 'Household responses to public home care programs', *Journal of Health Economics* **25-4**, 674–701.
- Debonneuil, M. (2008), Les services à la personne : Bilan et perspectives. Rapport de l'Inspection Générale des Finances.

- Dehejia, R. (2005), ‘Practical propensity score matching : A reply to Smith and Todd’, *Journal of Econometrics* **125**, 355–364.
- Dehejia, R. & Wahba, S. (1999), ‘Causal effects in non-experimental studies : Reevaluating the evaluation of training programs’, *Journal of the American Statistical Association* **94**, 1053–1062.
- Duflo, E. (2002), Empirical methods. MIT 14.771, Harvard 2390b.
- Flipo, A., Fougère, D. & Olier, L. (2007), ‘Is the household demand for in-home services sensitive to tax reductions? the french case’, *Journal of Public Economics* **91**, 365–385.
- Flipo, A. & Olier, L. (1998), ‘Faut-il subventionner les services à domicile?’, *Economie et Statistique* **316-317**.
- Fougère, D. (2007), ‘Faut-il encore évaluer les dispositifs d’emplois aidés? (commentaire sur even et klein (2007))’, *Economie et Statistique* **408-409**, 33–38.
- Fougère, D. (2010), ‘Les méthodes économétriques d’évaluation’, *Revue française des affaires sociales* **1-2**, 105–128.
- Givord, P. (2010), Méthodes économétriques pour l’évaluation de politiques publiques. INSEE, Document de travail de la DESE.
- Heckman, J., Ichimura, H., Smith, J. & Todd, P. (1998), ‘Characterizing selection bias using experimental data’, *Econometrica* **66**, 1017–1098.
- Heckman, J., Ichimura, H. & Todd, P. (1997), ‘Matching as an econometric evaluation : Evidence from evaluating a job training program’, *Review of Economic Studies* **64-4**, 605–654.
- Heckman, J., Ichimura, H. & Todd, P. (1998), ‘Matching as an econometric evaluation’, *Review of Economic Studies* **65-2**, 261–294.
- Lalonde, R. (1986), ‘Evaluating the econometrics evaluations of training programs with experimental data’, *The American Economic Review* **76-4**, 604–620.
- Leuven, E. & Sianesi, B. (2003), ‘Psmatch2 : Stata module to perform full Mahalanobis and propensity score matching, common support graphing and covariate imbalance testing’, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s432001.html> .
- L’Horty, Y. (2006), ‘Dix ans d’évaluation des exonérations sur les bas salaires’, *Connaissance de l’Emploi* **24**.
- Marbot, C. (2008), ‘En France, qui recourt aux services à domicile?’, *Insee Références, France Portrait Social* pp. 143–162.
- Piketty, T. (1998), ‘L’emploi dans les services en France et aux Etats-unis : une analyse structurelle sur longue période’, *Economie et Statistique* **318**, 73–99.
- Rosenbaum, P. & Rubin, D. (1983), ‘The central role of the propensity score in observational studies for causal effects’, *Biometrika* **70**, 41–55.
- Smith, J. & Todd, P. (2005), ‘Does matching overcome Lalonde’s critique of nonexperimental estimators?’, *Journal of Econometrics* **125**, 305–353.

## A Caractéristiques de l'échantillon

TABLE 10 – Nombre de ménages traités et non traités dans l'échantillon, par décile de niveau de vie

Niveau de vie	1989		1995	
	Contrôles	Traités	Contrôles	Traités
1er décile	650	201	887	68
2è décile	762	121	840	127
3è décile	713	179	689	284
4è décile	592	291	519	463
5è décile	435	479	359	611
6è décile	312	597	221	756
7è décile	188	723	120	860
8è décile	110	773	84	880
9è décile	68	801	41	909
10è décile	51	781	21	895
Tous ménages	3881	4946	3781	5853

Source : enquête Budget de famille (1989,1995)

TABLE 11 – Répartition par type de ménage selon l'appartenance aux groupes des traités et groupes de contrôle

Type de ménage	1989		1995	
	Contrôles	Traités	Contrôles	Traités
Tous ménages				
Personne seule	32,5	21,4	35,9	24,2
Famille monoparentale	14,1	8,5	13,6	7,6
Couple sans enfant	18,9	29,2	18,8	30,8
Couple avec enfant	34,5	41,0	31,7	37,4
Déciles 4 à 7				
Personne seule	35,7	16,2	43,2	20,8
Famille monoparentale	12,6	9,6	10,7	8,6
Couple sans enfant	19,6	26,3	20,3	27,1
Couple avec enfant	32,0	47,9	25,9	43,5

Source : enquête Budget de famille (1989,1995)

## B Détails de la mise en oeuvre de l'estimateur de différence-de-différence avec appariement

Lorsque les données sont sous forme de coupes répétées, l'estimateur de différence-de-différence avec appariement demande d'effectuer trois appariements (voir Blundell & Costa Dias (2000)). Le groupe des traités de 1995 est apparié avec les trois autres groupes :

- le groupe de contrôle de 1995 ;
- le groupe des traités de 1989 ;
- le groupe de contrôle de 1989.

### Choix de méthodes d'appariement

Pour chaque appariement doivent être choisis :

- un critère d'appariement (distance, score de propension)
- une méthode de sélection (noyau, plus proche(s) voisin(s),...)

Le choix du critère d'appariement consiste à sélectionner la manière dont la proximité entre les ménages à appairer doit être mesurée. Il est possible d'utiliser un indicateur de distance entre les covariables (comme la distance de Mahalanobis) ou un indicateur plus synthétique, la probabilité d'être traité. Rosenbaum & Rubin (1983) ont établi que le score de propension était un critère valide car, malgré son caractère unidimensionnel, il était suffisant pour imposer la même distribution des covariables dans les deux groupes. Ils ont montré que si l'affectation au traitement était aléatoire à l'intérieur de cellules définies par les covariables, elle le serait également à l'intérieur de cellules définies par les valeurs du score. Dans notre cas, l'affectation au traitement est le fait d'être imposable avant la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile. Cette technique peut donc être utilisée pour appairer les traités de 1995 avec les non traités de 1995. En revanche, pour les autres appariements, il n'existe pas de score ayant un sens économique et c'est donc la distance de Mahalanobis qui est utilisée.

Ensuite, choisir une méthode de sélection consiste à décider le degré de proximité pertinent ou bien le nombre de ménages à sélectionner. Par exemple, l'appariement avec les plus proches voisins consiste à sélectionner, pour chaque ménage traité, le non traité le plus semblable. Plusieurs choix se présentent : sélection avec ou sans remplacement, nombre de voisins sélectionnés. L'appariement par noyau, à l'inverse, ne sélectionne pas de ménages mais les conserve tous, en leur donnant un poids proportionnel à leur degré de similitude avec les ménages traités. Cette méthode permet d'utiliser un maximum d'information et donc de limiter la variance : c'est la méthode qui est ici choisie.

Le tableau 12 reporte le nombre de ménages sélectionnés à chaque étape de la méthode. L'appariement avec les traités de 1989 est réalisé deux fois, la première fois consistant uniquement à déterminer le support commun avec ce groupe. Le graphique 7 résume les appariements effectués.

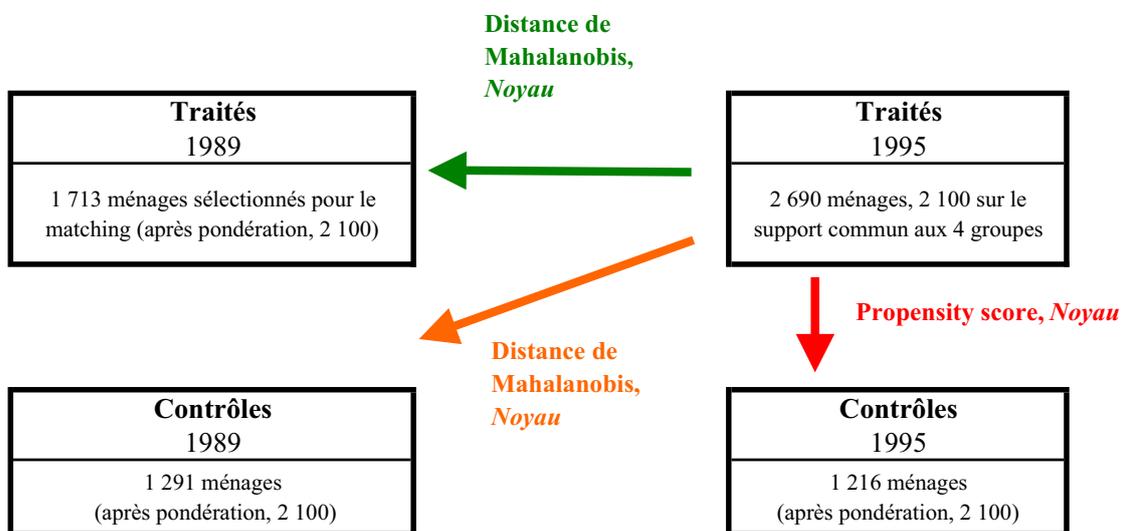


Fig. 7 – Mise en oeuvre de la méthode de différence-de-différence avec appariement

### Validité de l'appariement

L'hypothèse centrale de l'appariement fondé sur le score de propension est le caractère « équilibrant » de ce score. Cela signifie, comme l'a expliqué Fougère (2007), que le score doit être construit de telle façon que les deux groupes soient semblables en ce qui concerne la distribution des variables qui entrent dans la spécification du score de propension. Lorsque c'est le cas, les caractéristiques observables des individus sont indépendantes du résultat consécutif au traitement (dans notre cas, le fait de recourir à des services à domicile). Le score de propension joue alors le rôle de la « randomisation » dans les expériences contrôlées. C'est donc un outil pour équilibrer la distribution des covariables individuelles.

Le package PSCORE du logiciel STATA - conçu par Becker & Ichino (2002) - permet de mettre en oeuvre un test du caractère équilibrant du score. Ce test consiste à séparer l'échantillon en fonction de leur score de propension en 5 intervalles d'amplitude égale, et à tester dans chaque intervalle l'égalité de la moyenne du score entre traités et non traités. Les intervalles où le test échoue sont coupés en deux et le test est effectué à nouveau; cela continue jusqu'à ce que la distribution du score soit découpée de telle façon que le test soit accepté dans chaque intervalle. Ensuite, à l'intérieur de chacun de ces intervalles, est testée l'égalité de la moyenne de chacune des caractéristiques qui entre dans la constitution du score.

TABLE 12 – Nombre de ménages à chaque étape de l'appariement

	Groupe apparié avec les traités de 1995				Traités de 1995 à apparié		
	Nature du groupe	Effectif initial	Hors du support commun	Dans le support commun	Effectif initial	Hors du support commun	Dans le support commun
Appariement 0	Traités de 1989	2 090	151	1 939	2 690	250	2 440
Appariement 1	Non traités de 1989	1 527	236	1 291	2 440	340	2 100
Appariement 2	Traités de 1989	2 090	377	1 713	2 100	-	2 100
Appariement 3	Non traités de 1995	1 219	3	1 216	2 100	-	2 100

Source : enquête Budget de famille (1989,1995)

Pour montrer l'importance de cette hypothèse dans notre cas, les graphiques 8 et 9 sont probablement plus parlants. Tout d'abord, les groupes des traités et de contrôle ont des probabilités d'être traités qui diffèrent fortement, si bien que la distribution du score est naturellement très déséquilibrée. Nous n'avons pas réussi à trouver une spécification qui permette d'équilibrer le score. Le graphique 8 représente la distribution d'un score non équilibrant pour l'ensemble des ménages, qui montre clairement le déséquilibre entre traités et non traités. En restreignant le champ aux 40 % de ménages de niveau de vie intermédiaire, nous avons pu trouver un score équilibrant. La population est en effet plus homogène en terme de niveau de vie, et la différence entre traités et non traités est donc plus faible : les probabilités d'être traité sont ainsi plus proches. Le graphique 9 montre la distribution du score équilibrant choisi.

*Exemples de scores non équilibrants et équilibrants*

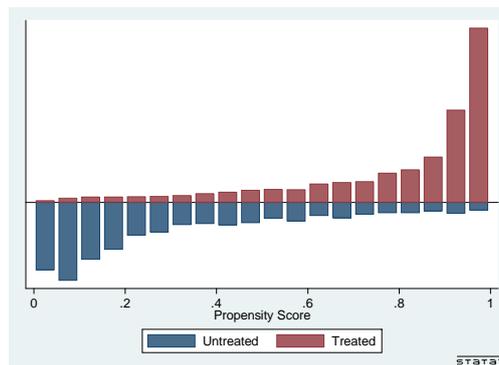


Fig. 8 – Score de propension non équilibrant - Tous ménages

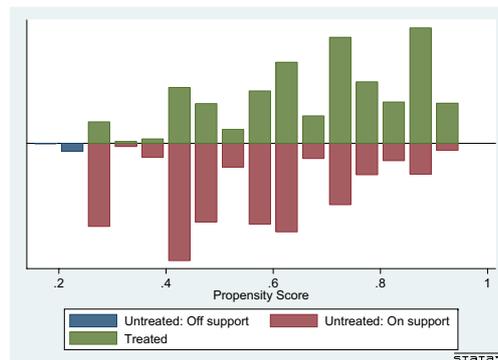


Fig. 9 – Score de propension équilibrant - Ménages du 4ème au 7ème décile

G 9001	J. FAYOLLE et M. FLEURBAEY Accumulation, profitabilité et endettement des entreprises		Macro-economic import functions with imperfect competition - An application to the E.C. Trade		françaises : une évaluation empirique des théories de la structure optimale du capital	G 9412	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. COLIN-SEDILLOT Investissement, incertitude et irréversibilité Quelques développements récents de la théorie de l'investissement
G 9002	H. ROUSSE Détection et effets de la multicollinéarité dans les modèles linéaires ordinaires - Un prolongement de la réflexion de BELSLEY, KUH et WELSCH	G 9203	I. STAPIC Les échanges internationaux de services de la France dans le cadre des négociations multilatérales du GATT Juin 1992 (1ère version) Novembre 1992 (version finale)	G 9312	L. BLOCH - B. CŒURÉ Q de Tobin marginal et transmission des chocs financiers	G 9413	B. DORMONT - M. PAUCHET L'évaluation de l'élasticité emploi-salaire dépend-elle des structures de qualification ?
G 9003	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Indexation des salaires : la rupture de 1983	G 9204	P. SEVESTRE L'économétrie sur données individuelles-temporelles. Une note introductive	G 9313	Equipes Amadeus (INSEE), Banque de France, Métrix (DP) Présentation des propriétés des principaux modèles macroéconomiques du Service Public	G 9414	I. KABLA Le Choix de breveter une invention
G 9004	D. GUELLEC et P. RALLE Compétitivité, croissance et innovation de produit	G 9205	H. ERKEL-ROUSSE Le commerce extérieur et l'environnement international dans le modèle AMADEUS (réestimation 1992)	G 9314	B. CREPON - E. DUGUET Research & Development, competition and innovation	G 9501	J. BOURDIEU - B. CŒURÉ - B. SEDILLOT Irreversible Investment and Uncertainty : When is there a Value of Waiting ?
G 9005	P. RALLE et J. TOUJAS-BERNATE Les conséquences de la désindexation. Analyse dans une maquette prix-salaires	G 9206	N. GREENAN et D. GUELLEC Coordination within the firm and endogenous growth	G 9315	B. DORMONT Quelle est l'influence du coût du travail sur l'emploi ?	G 9502	L. BLOCH - B. CŒURÉ Imperfections du marché du crédit, investissement des entreprises et cycle économique
G 9101	Equipe AMADEUS Le modèle AMADEUS - Première partie - Présentation générale	G 9207	A. MAGNIER et J. TOUJAS-BERNATE Technology and trade : empirical evidences for the major five industrialized countries	G 9316	D. BLANCHET - C. BROUSSE Deux études sur l'âge de la retraite	G 9503	D. GOUX - E. MAURIN Les transformations de la demande de travail par qualification en France Une étude sur la période 1970-1993
G 9102	J.L. BRILLET Le modèle AMADEUS - Deuxième partie - Propriétés variantielles	G 9208	B. CREPON, E. DUGUET, D. ENCAOUA et P. MOHNEN Cooperative, non cooperative R & D and optimal patent life	G 9317	D. BLANCHET Répartition du travail dans une population hétérogène : deux notes	G 9504	N. GREENAN Technologie, changement organisationnel, qualifications et emploi : une étude empirique sur l'industrie manufacturière
G 9103	D. GUELLEC et P. RALLE Endogenous growth and product innovation	G 9209	B. CREPON et E. DUGUET Research and development, competition and innovation : an application of pseudo maximum likelihood methods to Poisson models with heterogeneity	G 9318	D. EYSSARTIER - N. PONTY AMADEUS - an annual macro-economic model for the medium and long term	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Persistence des hiérarchies sectorielles de salaires: un réexamen sur données françaises
G 9104	H. ROUSSE Le modèle AMADEUS - Troisième partie - Le commerce extérieur et l'environnement international	G 9301	J. TOUJAS-BERNATE Commerce international et concurrence imparfaite : développements récents et implications pour la politique commerciale	G 9319	G. CETTE - Ph. CUNÉO - D. EYSSARTIER - J. GAUTIÉ Les effets sur l'emploi d'un abaissement du coût du travail des jeunes	G 9505	D. GOUX - E. MAURIN Bis Persistence of inter-industry wages differentials: a reexamination on matched worker-firm panel data
G 9105	H. ROUSSE Effets de demande et d'offre dans les résultats du commerce extérieur manufacturé de la France au cours des deux dernières décennies	G 9302	Ch. CASES Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de la littérature	G 9401	D. BLANCHET Les structures par âge importent-elles ?	G 9506	S. JACOBZONE Les liens entre RMI et chômage, une mise en perspective <i>NON PARU - article sorti dans Economie et Prévision n° 122 (1996) - pages 95 à 113</i>
G 9106	B. CREPON Innovation, taille et concentration : causalités et dynamiques	G 9303	H. ERKEL-ROUSSE Union économique et monétaire : le débat économique	G 9402	J. GAUTIÉ Le chômage des jeunes en France : problème de formation ou phénomène de file d'attente ? Quelques éléments du débat	G 9507	G. CETTE - S. MAHFOUZ Le partage primaire du revenu Constat descriptif sur longue période
G 9107	B. AMABLE et D. GUELLEC Un panorama des théories de la croissance endogène	G 9304	N. GREENAN - D. GUELLEC / G. BROUSSAUDIER - L. MIOTTI Innovation organisationnelle, dynamisme technologique et performances des entreprises	G 9403	P. QUIRION Les déchets en France : éléments statistiques et économiques	G 9601	Banque de France - CEPREMAP - Direction de la Prévision - Erasme - INSEE - OFCE Structures et propriétés de cinq modèles macro-économiques français
G 9108	M. GLAUDE et M. MOUTARDIER Une évaluation du coût direct de l'enfant de 1979 à 1989	G 9305	P. JAILLARD Le traité de Maastricht : présentation juridique et historique	G 9404	D. LADIRAY - M. GRUN-REHOMME Lissage par moyennes mobiles - Le problème des extrémités de série	G 9602	Rapport d'activité de la DESE de l'année 1995
G 9109	P. RALLE et alii France - Allemagne : performances économiques comparées	G 9306	J.L. BRILLET Micro-DMS : présentation et propriétés	G 9405	V. MAILLARD Théorie et pratique de la correction des effets de jours ouvrables	G 9603	J. BOURDIEU - A. DRAZNIKES L'octroi de crédit aux PME : une analyse à partir d'informations bancaires
G 9110	J.L. BRILLET Micro-DMS <b>NON PARU</b>	G 9307	J.L. BRILLET Micro-DMS - variantes : les tableaux	G 9406	F. ROSENWALD La décision d'investir	G 9604	A. TOPIOL-BENSAÏD Les implantations japonaises en France
G 9111	A. MAGNIER Effets accélérateur et multiplicateur en France depuis 1970 : quelques résultats empiriques	G 9308	S. JACOBZONE Les grands réseaux publics français dans une perspective européenne	G 9407	S. JACOBZONE Les apports de l'économie industrielle pour définir la stratégie économique de l'hôpital public	G 9605	P. GENIER - S. JACOBZONE Comportements de prévention, consommation d'alcool et tabagie : peut-on parler d'une gestion globale du capital santé ? <i>Une modélisation microéconométrique empirique</i>
G 9112	B. CREPON et G. DUREAU Investissement en recherche-développement : analyse de causalités dans un modèle d'accélérateur généralisé	G 9309	L. BLOCH - B. CŒURE Profitabilité de l'investissement productif et transmission des chocs financiers	G 9408	L. BLOCH, J. BOURDIEU, B. COLIN-SEDILLOT, G. LONGUEVILLE Du défaut de paiement au dépôt de bilan : les banquiers face aux PME en difficulté	G 9606	C. DOZ - F. LENGART Factor analysis and unobserved component models: an application to the study of French business surveys
G 9113	J.L. BRILLET, H. ERKEL-ROUSSE, J. TOUJAS-BERNATE "France-Allemagne Couplées" - Deux économies vues par une maquette macro-économétrique	G 9310	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les théories sur la structure optimale du capital : quelques points de repère	G 9409	D. EYSSARTIER, P. MAIRE Impacts macro-économiques de mesures d'aide au logement - quelques éléments d'évaluation	G 9607	N. GREENAN - D. GUELLEC La théorie coopérative de la firme
G 9201	W.J. ADAMS, B. CREPON, D. ENCAOUA Choix technologiques et stratégies de dissuasion d'entrée	G 9311	J. BOURDIEU - B. COLIN-SEDILLOT Les décisions de financement des entreprises	G 9410	F. ROSENWALD Suivi conjoncturel de l'investissement		
G 9202	J. OLIVEIRA-MARTINS, J. TOUJAS-BERNATE			G 9411	C. DEFEUILLEY - Ph. QUIRION Les déchets d'emballages ménagers : une analyse économique des politiques française et allemande		

G 9608	N. GREENAN - D. GUELLEC Technological innovation and employment reallocation
G 9609	Ph. COUR - F. RUPPRECHT L'intégration asymétrique au sein du continent américain : un essai de modélisation
G 9610	S. DUCHENE - G. FORGEOT - A. JACQUOT Analyse des évolutions récentes de la productivité apparente du travail
G 9611	X. BONNET - S. MAHFOUZ The influence of different specifications of wages-prices spirals on the measure of the NAIRU : the case of France
G 9612	PH. COUR - E. DUBOIS, S. MAHFOUZ, J. PISANI-FERRY The cost of fiscal retrenchment revisited: how strong is the evidence ?
G 9613	A. JACQUOT Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?
G 9614	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique Français-Chinois
G 9701	J.L. SCHNEIDER La taxe professionnelle : éléments de cadrage économique
G 9702	J.L. SCHNEIDER Transition et stabilité politique d'un système redistributif
G 9703	D. GOUX - E. MAURIN Train or Pay: Does it Reduce Inequalities to Encourage Firms to Train their Workers?
G 9704	P. GENIER Deux contributions sur dépendance et équité
G 9705	E. DUGUET - N. IUNG R & D Investment, Patent Life and Patent Value An Econometric Analysis at the Firm Level
G 9706	M. HOUEBINE - A. TOPIOL-BENSAÏD Les entreprises internationales en France : une analyse à partir de données individuelles
G 9707	M. HOUEBINE Polarisation des activités et spécialisation des départements en France
G 9708	E. DUGUET - N. GREENAN Le biais technologique : une analyse sur données individuelles
G 9709	J.L. BRILLET Analyzing a small French ECM Model
G 9710	J.L. BRILLET Formalizing the transition process : scenarios for capital accumulation
G 9711	G. FORGEOT - J. GAUTIÉ Insertion professionnelle des jeunes et processus de déclassement
G 9712	E. DUBOIS High Real Interest Rates: the Consequence of a Saving Investment Disequilibrium or of an insufficient Credibility of Monetary Authorities?
G 9713	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1996
G 9714	F. LEQUILLER Does the French Consumer Price Index Overstate Inflation?
G 9715	X. BONNET Peut-on mettre en évidence les rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE
G 9716	N. IUNG - F. RUPPRECHT Productivité de la recherche et rendements d'échelle dans le secteur pharmaceutique français
G 9717	E. DUGUET - I. KABLA Appropriation strategy and the motivations to use the patent system in France - An econometric analysis at the firm level
G 9718	L.P. PELÉ - P. RALLE Âge de la retraite : les aspects incitatifs du régime général
G 9719	ZHANG Yingxiang - SONG Xueqing Lexique macroéconomique français-chinois, chinois-français
G 9720	M. HOUEBINE - J.L. SCHNEIDER Mesurer l'influence de la fiscalité sur la localisation des entreprises
G 9721	A. MOURougane Crédibilité, indépendance et politique monétaire Une revue de la littérature
G 9722	P. AUGERAUD - L. BRIOT Les données comptables d'entreprises Le système intermédiaire d'entreprises Passage des données individuelles aux données sectorielles
G 9723	P. AUGERAUD - J.E. CHAPRON Using Business Accounts for Compiling National Accounts: the French Experience
G 9724	P. AUGERAUD Les comptes d'entreprise par activités - Le passage aux comptes - De la comptabilité d'entreprise à la comptabilité nationale - A <i>paraître</i>
G 9801	H. MICHAUDON - C. PRIGENT Présentation du modèle AMADEUS
G 9802	J. ACCARDO Une étude de comptabilité générationnelle pour la France en 1996
G 9803	X. BONNET - S. DUCHÈNE Apports et limites de la modélisation « Real Business Cycles »
G 9804	C. BARLET - C. DUGUET - D. ENCAOUA - J. PRADEL The Commercial Success of Innovations An econometric analysis at the firm level in French manufacturing
G 9805	P. CAHUC - Ch. GIANELLA - D. GOUX - A. ZILBERBERG Equalizing Wage Differences and Bargaining Power - Evidence from a Panel of French Firms
G 9806	J. ACCARDO - M. JLASSI La productivité globale des facteurs entre 1975 et 1996
G 9807	Bilan des activités de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques - 1997

G 9808	A. MOURougane Can a Conservative Governor Conduct an Accommodative Monetary Policy ?
G 9809	X. BONNET - E. DUBOIS - L. FAUVET Asymétrie des inflations relatives et menus costs : tests sur l'inflation française
G 9810	E. DUGUET - N. IUNG Sales and Advertising with Spillovers at the firm level: Estimation of a Dynamic Structural Model on Panel Data
G 9811	J.P. BERTHIER Congestion urbaine : un modèle de trafic de pointe à courbe débit-vitesse et demande élastique
G 9812	C. PRIGENT La part des salaires dans la valeur ajoutée : une approche macroéconomique
G 9813	A.Th. AERTS L'évolution de la part des salaires dans la valeur ajoutée en France reflète-t-elle les évolutions individuelles sur la période 1979-1994 ?
G 9814	B. SALANIÉ Guide pratique des séries non-stationnaires
G 9901	S. DUCHÈNE - A. JACQUOT Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale
G 9902	Ch. COLIN Modélisation des carrières dans Destinie
G 9903	Ch. COLIN Evolution de la dispersion des salaires : un essai de prospective par microsimulation
G 9904	B. CREPON - N. IUNG Innovation, emploi et performances
G 9905	B. CREPON - Ch. GIANELLA Wages inequalities in France 1969-1992 An application of quantile regression techniques
G 9906	C. BONNET - R. MAHIEU Microsimulation techniques applied to inter-generational transfers - Pensions in a dynamic framework: the case of France
G 9907	F. ROSENWALD L'impact des contraintes financières dans la décision d'investissement
G 9908	Bilan des activités de la DESE - 1998
G 9909	J.P. ZOYEM Contrat d'insertion et sortie du RMI Evaluation des effets d'une politique sociale
G 9910	Ch. COLIN - FI. LEGROS - R. MAHIEU Bilans contributifs comparés des régimes de retraite du secteur privé et de la fonction publique
G 9911	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Une décomposition du non-emploi en France
G 9912	B. SALANIÉ Une maquette analytique de long terme du marché du travail
G 9912 Bis	Ch. GIANELLA Une estimation de l'élasticité de l'emploi peu qualifié à son coût
G 9913	Division « Redistribution et Politiques Sociales » Le modèle de microsimulation dynamique DESTINIE
G 9914	E. DUGUET Macro-commandes SAS pour l'économétrie des panels et des variables qualitatives
G 9915	R. DUHAUTOIS Evolution des flux d'emplois en France entre 1990 et 1996 : une étude empirique à partir du fichier des bénéficiaires réels normaux (BRN)
G 9916	J.Y. FOURNIER Extraction du cycle des affaires : la méthode de Baxter et King
G 9917	B. CRÉPON - R. DESPLATZ - J. MAIRESSE Estimating price cost margins, scale economies and workers' bargaining power at the firm level
G 9918	Ch. GIANELLA - Ph. LAGARDE Productivity of hours in the aggregate production function: an evaluation on a panel of French firms from the manufacturing sector
G 9919	S. AUDRIC - P. GIVORD - C. PROST Evolution de l'emploi et des coûts par qualification entre 1982 et 1996
G 2000/01	R. MAHIEU Les déterminants des dépenses de santé : une approche macroéconomique
G 2000/02	C. ALLARD-PRIGENT - H. GUILMEAU - A. QUINET The real exchange rate as the relative price of nontradables in terms of tradables: theoretical investigation and empirical study on French data
G 2000/03	J.-Y. FOURNIER L'approximation du filtre passe-bande proposée par Christiano et Fitzgerald
G 2000/04	Bilan des activités de la DESE - 1999
G 2000/05	B. CREPON - F. ROSENWALD Investissement et contraintes de financement : le poids du cycle Une estimation sur données françaises
G 2000/06	A. FLIPO Les comportements matrimoniaux de fait
G 2000/07	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Microsimulations of the retirement decision: a supply side approach
G 2000/08	C. AUDENIS - C. PROST Déficit conjoncturel : une prise en compte des conjonctures passées
G 2000/09	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Equivalent patrimonial de la rente et souscription de retraite complémentaire
G 2000/10	R. DUHAUTOIS Ralentissement de l'investissement : petites ou grandes entreprises ? industrie ou tertiaire ?
G 2000/11	G. LAROQUE - B. SALANIÉ Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi
G2000/12	Ch. GIANELLA Local unemployment and wages
G2000/13	B. CREPON - Th. HECKEL - Informatisation en France : une évaluation à partir de données individuelles

G2001/01	- Computerization in France: an evaluation based on individual company data F. LEQUILLER - La nouvelle économie et la mesure de la croissance du PIB - The new economy and the measurement of GDP growth	G2002/01	F. MAGNIEN - J.-L. TAVERNIER - D. THESMAR Les statistiques internationales de PIB par habitant en standard de pouvoir d'achat : une analyse des résultats	G2002/16	F. MAUREL - S. GREGOIR Les indices de compétitivité des pays : interprétation et limites	G2004/06	M. DUÉE L'impact du chômage des parents sur le devenir scolaire des enfants
G2001/02	S. AUDRIC La reprise de la croissance de l'emploi profite-t-elle aussi aux non-diplômés ?	G2002/02	Bilan des activités de la DESE - 2001	G2003/01	N. RIEDINGER - E. HAUVY Le coût de dépollution atmosphérique pour les entreprises françaises : Une estimation à partir de données individuelles	G2004/07	P. AUBERT - E. CAROLI - M. ROGER New Technologies, Workplace Organisation and the Age Structure of the Workforce: Firm-Level Evidence
G2001/03	I. BRAUN-LEMAIRE Evolution et répartition du surplus de productivité	G2002/03	B. SÉDILLOT - E. WALRAET La cessation d'activité au sein des couples : y a-t-il interdépendance des choix ?	G2003/02	P. BISCOURP et F. KRAMARZ Création d'emplois, destruction d'emplois et internationalisation des entreprises industrielles françaises : une analyse sur la période 1986-1992	G2004/08	E. DUGUET - C. LELARGE Les brevets accroissent-ils les incitations privées à innover ? Un examen microéconométrique
G2001/04	A. BEAUDU - Th. HECKEL Le canal du crédit fonctionne-t-il en Europe ? Une étude de l'hétérogénéité des comportements d'investissement à partir de données de bilan agrégées	G2002/04	G. BRILHAULT - Rétropolation des séries de FBCF et calcul du capital fixe en SEC-95 dans les comptes nationaux français - Retropolation of the investment series (GFCF) and estimation of fixed capital stocks on the ESA-95 basis for the French balance sheets	G2003/03	Bilan des activités de la DESE - 2002	G2004/09	S. RASPILLER - P. SILLARD Affiliating versus Subcontracting: the Case of Multinationals
G2001/05	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. FOURCADE - O. LOISEL Testing the augmented Solow growth model : An empirical reassessment using panel data	G2002/05	P. BISCOURP - B. CRÉPON - T. HECKEL - N. RIEDINGER How do firms respond to cheaper computers? Microeconomic evidence for France based on a production function approach	G2003/04	P.-O. BEFFY - J. DERUYON - N. FOURCADE - S. GREGOIR - N. LAÏB - B. MONFORT Évolutions démographiques et croissance : une projection macro-économique à l'horizon 2020	G2004/10	J. BOISSINOT - C. L'ANGEVIN - B. MONFORT Public Debt Sustainability: Some Results on the French Case
G2001/06	R. MAHIEU - B. SÉDILLOT Départ à la retraite, irréversibilité et incertitude	G2002/06	C. AUDENIS - J. DERUYON - N. FOURCADE L'impact des nouvelles technologies de l'information et de la communication sur l'économie française - un bouclage macro-économique	G2003/05	P. AUBERT La situation des salariés de plus de cinquante ans dans le secteur privé	G2004/11	S. ANANIAN - P. AUBERT Travailleurs âgés, nouvelles technologies et changements organisationnels : un réexamen à partir de l'enquête « REPONSE »
G2001/07	Bilan des activités de la DESE - 2000	G2002/07	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Évaluation de trois réformes du Régime Général d'assurance vieillesse à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE	G2003/06	P. AUBERT - B. CRÉPON Age, salaire et productivité La productivité des salariés décline-t-elle en fin de carrière ?	G2004/12	X. BONNET - H. PONCET Structures de revenus et propensions différentes à consommer - Vers une équation de consommation des ménages plus robuste en prévision pour la France
G2001/08	J. Ph. GAUDEMET Les dispositifs d'acquisition à titre facultatif d'annuités viagères de retraite	G2002/08	J.-P. BERTHIER Réflexions sur les différentes notions de volume dans les comptes nationaux : comptes aux prix d'une année fixe ou aux prix de l'année précédente, séries chaînées	G2003/07	H. BARON - P.O. BEFFY - N. FOURCADE - R. MAHIEU Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990	G2004/13	C. PICART Évaluer la rentabilité des sociétés non financières
G2001/09	B. CRÉPON - Ch. GIANELLA Fiscalité, coût d'usage du capital et demande de facteurs : une analyse sur données individuelles	G2002/09	F. HILD Les soldes d'opinion résumant-ils au mieux les réponses des entreprises aux enquêtes de conjoncture ?	G2003/08	P.-O. BEFFY - B. MONFORT Patrimoine des ménages, dynamique d'allocation et comportement de consommation	G2004/14	J. BARDAJI - B. SÉDILLOT - E. WALRAET Les retraites du secteur public : projections à l'horizon 2040 à l'aide du modèle de microsimulation DESTINIE
G2001/10	B. CRÉPON - R. DESPLATZ Evaluation des effets des dispositifs d'allègements de charges sociales sur les bas salaires	G2002/10	I. ROBERT-BOBÉE Les comportements démographiques dans le modèle de microsimulation Destinie - Une comparaison des estimations issues des enquêtes Jeunes et Carrières 1997 et Histoire Familiale 1999	G2003/09	P. BISCOURP - N. FOURCADE Peut-on mettre en évidence l'existence de rigidités à la baisse des salaires à partir de données individuelles ? Le cas de la France à la fin des années 90	G2005/01	S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Conditions de départ en retraite selon l'âge de fin d'études : analyse prospective pour les générations 1945 à 1974
G2001/11	J.-Y. FOURNIER Comparaison des salaires des secteurs public et privé	G2002/11	J.-P. ZOYEM La dynamique des bas revenus : une analyse des entrées-sorties de pauvreté	G2003/10	M. LECLAIR - P. PETIT Présence syndicale dans les firmes : quel impact sur les inégalités salariales entre les hommes et les femmes ?	G2005/02	C. AFSA - S. BUFFETEAU L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel
G2001/12	J.-P. BERTHIER - C. JAULENT R. CONVENEVOLE - S. PISANI Une méthodologie de comparaison entre consommations intermédiaires de source fiscale et de comptabilité nationale	G2002/12	F. HILD Prévisions d'inflation pour la France	G2003/11	P.-O. BEFFY - X. BONNET - M. DARRACQ-PARIES - B. MONFORT MZE: a small macro-model for the euro area	G2005/03	P. AUBERT - P. SILLARD Délocalisations et réductions d'effectifs dans l'industrie française
G2001/13	P. BISCOURP - Ch. GIANELLA Substitution and complementarity between capital, skilled and less skilled workers: an analysis at the firm level in the French manufacturing industry	G2002/13	M. LECLAIR Réduction du temps de travail et tensions sur les facteurs de production	G2004/01	P. AUBERT - M. LECLAIR La compétitivité exprimée dans les enquêtes trimestrielles sur la situation et les perspectives dans l'industrie	G2005/04	M. LECLAIR - S. ROUX Mesure et utilisation des emplois instables dans les entreprises
G2001/14	I. ROBERT-BOBÉE Modelling demographic behaviours in the French microsimulation model Destinie: An analysis of future change in completed fertility	G2002/14	E. WALRAET - A. VINCENT - Analyse de la redistribution intragénérationnelle dans le système de retraite des salariés du privé - Une approche par microsimulation - Intragenerational distributional analysis in the french private sector pension scheme - A microsimulation approach	G2004/02	M. DUÉE - C. REBILLARD La dépendance des personnes âgées : une projection à long terme	G2005/05	C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances à l'exportation de la France et de l'Allemagne - Une analyse par secteur et destination géographique
G2001/15	J.-P. ZOYEM Diagnostic sur la pauvreté et calendrier de revenus : le cas du "Panel européen des ménages"	G2002/15	P. CHONE - D. LE BLANC - I. ROBERT-BOBÉE Offre de travail féminine et garde des jeunes enfants	G2004/03	S. RASPILLER - N. RIEDINGER Régulation environnementale et choix de localisation des groupes français	G2005/06	Bilan des activités de la Direction des Études et Synthèses Économiques - 2004
G2001/16	J.-Y. FOURNIER - P. GIVORD La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?			G2004/04	A. NABOULET - S. RASPILLER Les déterminants de la décision d'investir : une approche par les perceptions subjectives des firmes	G2005/07	S. RASPILLER La concurrence fiscale : principaux enseignements de l'analyse économique
G2001/17	C. AUDENIS - P. BISCOURP - N. RIEDINGER Existe-t-il une asymétrie dans la transmission du prix du brut aux prix des carburants ?			G2004/05	N. RAGACHE La déclaration des enfants par les couples non mariés est-elle fiscalement optimale ?	G2005/08	C. L'ANGEVIN - N. LAÏB Éducation et croissance en France et dans un panel de 21 pays de l'OCDE

G2005/10	P.-O. BEFFY - C. L'ANGEVIN Chômage et boucle prix-salaires : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés »
G2005/11	B. HEITZ A two-states Markov-switching model of inflation in France and the USA: credible target VS inflation spiral
G2005/12	O. BIAU - H. ERKEL-ROUSSE - N. FERRARI Réponses individuelles aux enquêtes de conjoncture et prévision macroéconomiques : Exemple de la prévision de la production manufacturière
G2005/13	P. AUBERT - D. BLANCHET - D. BLAU The labour market after age 50: some elements of a Franco-American comparison
G2005/14	D. BLANCHET - T. DEBRAND - P. DOURGNON - P. POLLET L'enquête SHARE : présentation et premiers résultats de l'édition française
G2005/15	M. DUÉE La modélisation des comportements démogra- phiques dans le modèle de microsimulation DESTINIE
G2005/16	H. RAOUI - S. ROUX Étude de simulation sur la participation versée aux salariés par les entreprises
G2006/01	C. BONNET - S. BUFFETEAU - P. GODEFROY Disparités de retraite de droit direct entre hommes et femmes : quelles évolutions ?
G2006/02	C. PICART Les gazelles en France
G2006/03	P. AUBERT - B. CRÉPON - P. ZAMORA Le rendement apparent de la formation continue dans les entreprises : effets sur la productivité et les salaires
G2006/04	J.-F. OUVARD - R. RATHELOT Demographic change and unemployment: what do macroeconomic models predict?
G2006/05	D. BLANCHET - J.-F. OUVARD Indicateurs d'engagements implicites des systèmes de retraite : chiffres, propriétés analytiques et réactions à des chocs démographiques types
G2006/06	G. BIAU - O. BIAU - L. ROUVIERE Nonparametric Forecasting of the Manufacturing Output Growth with Firm-level Survey Data
G2006/07	C. AFSA - P. GIVORD Le rôle des conditions de travail dans les absences pour maladie
G2006/08	P. SILLARD - C. L'ANGEVIN - S. SERRAVALLE Performances comparées à l'exportation de la France et de ses principaux partenaires Une analyse structurelle sur 12 ans
G2006/09	X. BOUTIN - S. QUANTIN Une méthodologie d'évaluation comptable du coût du capital des entreprises françaises : 1984- 2002
G2006/10	C. AFSA L'estimation d'un coût implicite de la pénibilité du travail chez les travailleurs âgés
G2006/11	C. LELARGE Les entreprises (industrielles) françaises sont- elles à la frontière technologique ?
G2006/12	O. BIAU - N. FERRARI Théorie de l'opinion Faut-il pondérer les réponses individuelles ?
G2006/13	A. KOUBI - S. ROUX Une réinterprétation de la relation entre productivité et inégalités salariales dans les entreprises
G2006/14	R. RATHELOT - P. SILLARD The impact of local taxes on plants location decision
G2006/15	L. GONZALEZ - C. PICART Diversification, recentrage et poids des activités de support dans les groupes (1993-2000)
G2007/01	D. SRAER Allègements de cotisations patronales et dynamique salariale
G2007/02	V. ALBOUY - L. LEQUIEN Les rendements non monétaires de l'éducation : le cas de la santé
G2007/03	D. BLANCHET - T. DEBRAND Aspiration à la retraite, santé et satisfaction au travail : une comparaison européenne
G2007/04	M. BARLET - L. CRUSSON Quel impact des variations du prix du pétrole sur la croissance française ?
G2007/05	C. PICART Flux d'emploi et de main-d'œuvre en France : un réexamen
G2007/06	V. ALBOUY - C. TAVAN Massification et démocratisation de l'enseignement supérieur en France
G2007/07	T. LE BARBANCHON The Changing response to oil price shocks in France : a DSGE type approach
G2007/08	T. CHANEY - D. SRAER - D. THESMAR Collateral Value and Corporate Investment Evidence from the French Real Estate Market
G2007/09	J. BOISSINOT Consumption over the Life Cycle: Facts for France
G2007/10	C. AFSA Interpréter les variables de satisfaction : l'exemple de la durée du travail
G2007/11	R. RATHELOT - P. SILLARD Zones Franches Urbaines : quels effets sur l'emploi salarié et les créations d'établissements ?
G2007/12	V. ALBOUY - B. CRÉPON Aléa moral en santé : une évaluation dans le cadre du modèle causal de Rubin
G2008/01	C. PICART Les PME françaises : rentables mais peu dynamiques
G2008/02	P. BISCOURP - X. BOUTIN - T. VERGÉ The Effects of Retail Regulations on Prices Evidence from the Loi Galland
G2008/03	Y. BARBESOL - A. BRIANT Economies d'agglomération et productivité des

G2009/09	G. LALANNE - E. POULIQUEN - O. SIMON Prix du pétrole et croissance potentielle à long terme
G2009/10	D. BLANCHET - J. LE CACHEUX - V. MARCUS Adjusted net savings and other approaches to sustainability: some theoretical background
G2009/11	V. BELLAMY - G. CONSALES - M. FESSEAU - S. LE LAIDIER - É. RAYNAUD Une décomposition du compte des ménages de la comptabilité nationale par catégorie de ménage en 2003
G2009/12	J. BARDAJI - F. TALLET Detecting Economic Regimes in France: a Qualitative Markov-Switching Indicator Using Mixed Frequency Data
G2009/13	R. AEBERHARDT - D. FOUGÈRE - R. RATHELOT Discrimination à l'embauche : comment exploiter les procédures de <i>testing</i> ?
G2009/14	Y. BARBESOL - P. GIVORD - S. QUANTIN Partage de la valeur ajoutée, approche par données microéconomiques
G2009/15	I. BUONO - G. LALANNE The Effect of the Uruguay round on the Intensive and Extensive Margins of Trade
G2010/01	C. MINODIER Avantages comparés des séries des premières valeurs publiées et des séries des valeurs révisées - Un exercice de prévision en temps réel de la croissance trimestrielle du PIB en France
G2010/02	V. ALBOUY - L. DAVEZIES - T. DEBRAND Health Expenditure Models: a Comparison of Five Specifications using Panel Data
G2010/03	C. KLEIN - O. SIMON Le modèle MÉSANGE réestimé en base 2000 Tome 1 – Version avec volumes à prix constants
G2010/04	M.-É. CLERC - É. COUDIN L'IPC, miroir de l'évolution du coût de la vie en France ? Ce qu'apporte l'analyse des courbes d'Engel
G2010/05	N. CECI-RENAUD - P.-A. CHEVALIER Les seuils de 10, 20 et 50 salariés : impact sur la taille des entreprises françaises
G2010/06	R. AEBERHARDT - J. POUGET National Origin Differences in Wages and Hierarchical Positions - Evidence on French Full- Time Male Workers from a matched Employer- Employee Dataset
G2010/07	S. BLASCO - P. GIVORD Les trajectoires professionnelles en début de vie active : quel impact des contrats temporaires ?
G2010/08	P. GIVORD Méthodes économétriques pour l'évaluation de politiques publiques
G2010/09	P.-Y. CABANNES - V. LAPÈGUE - E. POULIQUEN - M. BEFFY - M. GAINI Quelle croissance de moyen terme après la crise ?
G2010/10	I. BUONO - G. LALANNE La réaction des entreprises françaises à la baisse des tarifs douaniers étrangers
G2008/04	D. BLANCHET - F. LE GALLO Les projections démographiques : principaux mécanismes et retour sur l'expérience française
G2008/05	D. BLANCHET - F. TOUTLEMONDE Évolutions démographiques et déformation du cycle de vie active : quelles relations ?
G2008/06	M. BARLET - D. BLANCHET - L. CRUSSON Internationalisation et flux d'emplois : que dit une approche comptable ?
G2008/07	C. LELARGE - D. SRAER - D. THESMAR Entrepreneurship and Credit Constraints - Evidence from a French Loan Guarantee Program
G2008/08	X. BOUTIN - L. JANIN Are Prices Really Affected by Mergers?
G2008/09	M. BARLET - A. BRIANT - L. CRUSSON Concentration géographique dans l'industrie manufacturière et dans les services en France : une approche par un indicateur en continu
G2008/10	M. BEFFY - É. COUDIN - R. RATHELOT Who is confronted to insecure labor market histories? Some evidence based on the French labor market transition
G2008/11	M. ROGER - E. WALRAET Social Security and Well-Being of the Elderly: the Case of France
G2008/12	C. AFSA Analyser les composantes du bien-être et de son évolution Une approche empirique sur données individuelles
G2008/13	M. BARLET - D. BLANCHET - T. LE BARBANCHON Microsimuler le marché du travail : un prototype
G2009/01	P.-A. PIONNIER Le partage de la valeur ajoutée en France, 1949-2007
G2009/02	Laurent CLAVEL - Christelle MINODIER A Monthly Indicator of the French Business Climate
G2009/03	H. ERKEL-ROUSSE - C. MINODIER Do Business Tendency Surveys in Industry and Services Help in Forecasting GDP Growth? A Real-Time Analysis on French Data
G2009/04	P. GIVORD - L. WILNER Les contrats temporaires : trappe ou marchepied vers l'emploi stable ?
G2009/05	G. LALANNE - P.-A. PIONNIER - O. SIMON Le partage des fruits de la croissance de 1950 à 2008 : une approche par les comptes de surplus
G2009/06	L. DAVEZIES - X. D'HAULTFOEUILLE Faut-il pondérer?... Ou l'éternelle question de l'économètre confronté à des données d'enquête
G2009/07	S. QUANTIN - S. RASPILLER - S. SERRAVALLE Commerce intragroupe, fiscalité et prix de transferts : une analyse sur données françaises
G2009/08	M. CLERC - V. MARCUS Élasticités-prix des consommations énergétiques des ménages

- G2010/11 R. RATHELOT - P. SILLARD  
L'apport des méthodes à noyaux pour mesurer la concentration géographique - Application à la concentration des immigrés en France de 1968 à 1999
- G2010/12 M. BARATON - M. BEFFY - D. FOUGÈRE  
Une évaluation de l'effet de la réforme de 2003 sur les départs en retraite - Le cas des enseignants du second degré public
- G2010/13 D. BLANCHET - S. BUFFETEAU - E. CRENNER  
S. LE MINEZ  
Le modèle de microsimulation Destinie 2 : principales caractéristiques et premiers résultats
- G2010/14 D. BLANCHET - E. CRENNER  
Le bloc retraites du modèle Destinie 2 : guide de l'utilisateur
- G2010/15 M. BARLET - L. CRUSSON - S. DUPUCH - F. PUECH  
Des services échangés aux services échangeables : une application sur données françaises
- G2010/16 M. BEFFY - T. KAMIONKA  
Public-private wage gaps: is civil-servant human capital sector-specific?
- G2010/17 P.-Y. CABANNES - H. ERKEL-ROUSSE - G. LALANNE - O. MONSO - E. POULIQUEN  
Le modèle Mésange réestimé en base 2000  
Tome 2 - Version avec volumes à prix chaînés
- G2010/18 R. AEBERHARDT - L. DAVEZIES  
Conditional Logit with one Binary Covariate: Link between the Static and Dynamic Cases
- G2011/01 T. LE BARBANCHON - B. OURLIAC - O. SIMON  
Les marchés du travail français et américain face aux chocs conjoncturels des années 1986 à 2007 : une modélisation DSGE
- G2011/02 C. MARBOT  
Une évaluation de la réduction d'impôt pour l'emploi de salariés à domicile