HAL
open science

Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile

Marion Cochard, Bérengère Junod-Mesqui, Franck Arnaud, Sébastien Vermare

To cite this version:

Marion Cochard, Bérengère Junod-Mesqui, Franck Arnaud, Sébastien Vermare. Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile. Economie et Statistique / Economics and Statistics, 2008, 412, pp.57 - 80. hal-03602908

HAL Id: hal-03602908

https://sciencespo.hal.science/hal-03602908v1

Submitted on 9 Mar 2022

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile

Marion Cochard, Bérengère Junod-Mesqui*, Franck Arnaud et Sébastien Vermare**

L'idée que des problèmes d'offre affectent le marché de travail aboutit, au début des années 2000, à la création de la prime pour l'emploi (PPE), adoptée dans le cadre d'un ensemble de réformes visant à rendre plus rémunérateur le passage du non-emploi à l'emploi. La loi du 30 mai 2001 portant sa création présente ainsi sa finalité : « *Afin d'inciter au retour à l'emploi ou au maintien de l'activité, il est institué un droit à récupération fiscale, dénommé prime pour l'emploi, au profit des personnes physiques domiciliées en France* ».

À partir de l'enquête *Revenus fiscaux* (ERF) de 2001, deux méthodes sont utilisées pour évaluer un éventuel effet de la PPE sur l'emploi, chaque fois en organisant la comparaison entre un groupe de traitement (constitué par ses bénéficiaires potentiels) et un *groupe de contrôle* dont les membres ne sont pas affectés par la mesure mais ont des caractéristiques proches de celles du premier groupe.

Il n'apparaît pas d'effet significatif de la PPE sur l'emploi, y compris en se focalisant sur l'emploi des femmes mariées.

Ces résultats, cohérents avec ceux des études *ex ante*, qui soulignaient le faible caractère incitatif de la réforme, s'expliquent, d'une part, par la faiblesse des montants de la PPE en 2001 et, d'autre part, sans doute aussi par le décalage important entre la reprise d'activité et le versement effectif de la PPE (qui peut atteindre jusqu'à 18 mois), qui réduit sa visibilité.

Ces résultats doivent être cependant relativisés. Notre étude porte en effet sur la PPE versée au titre des revenus de 2001 et le dispositif était probablement encore peu connu une année seulement après son instauration. Depuis, la PPE a été aménagée (augmentation des montants distribués en cas d'emploi à temps partiel, revalorisation de la prime versée, acompte et mensualisation) ce qui, combiné à son apprentissage par les agents, a pu en modifier l'impact incitatif.

* *Marion Cochard est chargée d'études économiques à l'OFCE, marion.cochard@ofce.sciences-po.fr ;*
Bérengère Junod-Mesqui était chargée d'études économiques à la Dares au moment de la rédaction de cet article, berengere.junod-mesqui@dgtpe.fr
** *Franck Arnaud et Sébastien Vermare étaient étudiants à l'Ensae au moment de l'étude.*
Nous remercions Frédéric Lerais, Ronan Mahieu et Bertrand Lhommeau pour leur aide précieuse tout au long de ce projet. Nous remercions également Sylvie Le Minez, Dominique Goux, Béatrice Sédillot et nos trois rapporteurs anonymes pour leurs remarques constructives qui nous ont permis d'améliorer la version initiale de notre papier. Enfin nous remercions Elena Stancanelli de nous avoir présenté son article.

Alors que jusqu'à la fin des années 1990, les politiques de l'emploi ont essentiellement visé à stimuler la demande de travail, notamment à travers les baisses dégressives de cotisations patronales, l'idée que des problèmes d'offre affectent également le marché du travail émerge au début des années 2000 : il existerait des désincitations à l'emploi (des « trappes à inactivité »), notamment pour les bénéficiaires de minima sociaux ou d'allocations chômage, nécessitant de rendre le travail plus rémunérateur. En particulier, le développement du temps partiel réduit les gains financiers à l'emploi par rapport au non-emploi, ce problème étant prononcé pour les bénéficiaires de minima sociaux puisqu'en 1998 le RMI était à peu près identique à la moitié du Smic (1). Ainsi, un bénéficiaire du RMI sans qualification gagnait peu à reprendre un travail à temps partiel. Ce phénomène pouvait d'ailleurs être aggravé par la perte au niveau local d'un ensemble de prestations sociales (aides au transport, prise en charge de factures d'eau ou d'électricité, etc.) à la reprise d'un emploi comme l'ont montré Anne et L'Horty (2002). Les personnes bénéficiant des minima sociaux étaient ainsi soumises à des taux marginaux de prélèvement élevés susceptibles de les dissuader de reprendre une activité.

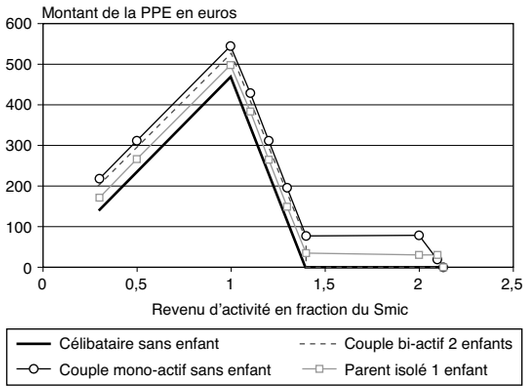
C'est dans ce contexte que la prime pour l'emploi (PPE) est adoptée en mai 2001 par le gouvernement de M. Jospin. Elle s'inscrit dans le cadre d'un ensemble de réformes incitatives visant à *rendre payant* le passage du non-emploi à l'emploi, mais permet également de soutenir le niveau de vie des ménages modestes, et répond à un souci de « justice sociale » : l'emploi doit être plus rémunérateur que le non-emploi. Mise en place par la Loi nº 2001-458 du 30 mai 2001, la prime pour l'emploi est un crédit d'impôt au profit des personnes actives faiblement rémunérées, permettant d'améliorer leur revenu net. Elle peut prendre la forme d'une réduction d'impôt ou d'un chèque du Trésor public, lorsque le bénéficiaire n'est pas soumis à l'impôt sur le revenu. La PPE concerne les actifs dont le revenu annuel d'activité professionnelle est compris entre 0,3 et 1,4 fois le Smic annuel sur la base de 39 heures à temps plein (cf. encadré 1). De plus, le revenu global du foyer ne doit pas excéder un certain plafond dont la valeur dépend de la situation familiale. La prime pour l'emploi au titre des revenus de l'année *n* est versée en septembre de l'année *n* + 1, au moment du solde de l'impôt sur le revenu. Il peut donc y avoir un décalage de plus d'un an et demi entre la reprise d'emploi et le versement de la PPE.

Le montant de la PPE diminue avec le salaire horaire et augmente avec la durée travaillée dans l'année. Il est maximal pour une personne ayant travaillé à temps plein sur l'année et rémunérée au Smic (cf. annexe 1). Par ailleurs, le montant de PPE varie en fonction de la situation matrimoniale et du nombre d'enfants, en raison des majorations pour personne à charge. Ainsi, parmi les différentes configurations envisagées (cf. graphique I), les couples mono-actifs perçoivent les montants de PPE les plus élevés. Depuis 2001, les montants de la prime pour l'emploi ont été revalorisés, notamment au profit des travailleurs à temps partiel. Par ailleurs, le mode de versement de la prime a également évolué avec l'instauration de la possibilité de demander un acompte de PPE, puis la mensualisation du versement de la prime.

Les propositions alternatives pour remédier au problème des trappes à inactivité se sont succédées : les mesures d'intéressement temporaire adoptées en 1998, l'Allocation compensatrice de revenu proposée par Godino (1999), puis la ristourne CSG (2000) et finalement la prime pour l'emploi (cf. encadré 2). Toutes ces mesures se distinguent par la nature du public visé, l'unité de référence considérée ou le mode de verse-

1. En 1998, le RMI pour une personne seule était de 370,36 euros alors que le Smic mensuel net (pour 169 heures) était de 821,10 euros.

Graphique I
Quelques cas-types, prime pour l'emploi versée au titre des revenus 2001



Lecture : pour des revenus inférieurs au Smic annuel à 39 heures à temps plein, le graphique indique le montant de PPE dont bénéficie un individu rémunéré au Smic horaire, travaillant à temps partiel ou ayant travaillé une partie de l'année seulement. Pour des revenus supérieurs au Smic annuel, le graphique indique le montant de PPE d'un individu travaillant à temps complet sur l'année. Ainsi, un célibataire sans enfant ayant travaillé 3 mois dans l'année rémunéré au Smic horaire (donc touchant 0,3 fois le Smic annuel) bénéficie de 138 euros de PPE par an. Un célibataire ayant travaillé à temps plein toute l'année pour un salaire horaire de 1,3 fois le Smic (soit un revenu d'activité annuel de 1,3 fois le Smic) bénéficiera de 117 euros de PPE par an.
Source : calculs des auteurs.

ment. Notons que les projets de l'ACR et de la ristourne CSG n'ont jamais été mis en œuvre. À l'inverse des mesures adoptées dans les pays anglo-saxons (cf. encadré 3), la France, avec la PPE, a opté pour une mesure largement diffusée dans la population. Mais ce manque de ciblage se traduit par de faibles montants. Les nombreuses propositions portant sur le choix de la meilleure option en matière de crédit d'impôt montrent bien l'arbitrage qui doit être fait, dans le cadre de ce type de mesures, entre l'objectif incitatif et l'objectif redistributif. En effet, une mesure essentiellement incitative doit se concentrer sur les seuls individus « piégés » dans les trappes à inactivité, ce qui risque de générer des injustices en terme de redistribution. À l'inverse, une mesure trop largement diffusée ne pourrait distribuer que de faibles montants, à coût budgétaire constant, et risquerait par conséquent de perdre tout pouvoir incitatif dans la mesure où les gains à la reprise d'emploi ne seraient que faiblement augmentés.

La PPE s'inscrit dans un ensemble de mesures destinées à accroître l'offre de travail des ménages. Deux mesures s'adressent particulièrement aux bénéficiaires de minima sociaux : l'élargissement en 2001 des mesures d'intéressement des minima sociaux (qui permettent aux allocataires de cumuler plus longtemps minimum social et revenus d'activité) et le prolongement d'un an de l'exonération de la taxe d'habitation après la sortie du minimum social. La réforme des aides

Encadré 1

CONDITIONS D'ÉLIGIBILITÉ À LA PRIME POUR L'EMPLOI AU TITRE DES REVENUS DE 2001

La prime pour l'emploi ne concerne que les foyers fiscaux dont le revenu est inférieur à un plafond variable, fonction de la composition du foyer, et dans lesquels une personne au moins a exercé une activité au cours de l'année civile. La PPE est attribuée individuellement à chaque personne du foyer fiscal qui remplit les conditions suivantes pour le revenu d'activité et le revenu de référence du foyer.

Éligibilité individuelle

Condition d'activité professionnelle : exercice d'une activité professionnelle dans l'année.

Le revenu annuel d'activité professionnelle doit être supérieur à 0,3 fois le Smic annuel (3 186 euros). Par ailleurs, le revenu d'activité calculé en équivalent temps plein sur l'année doit être inférieur à 1,4 fois le Smic annuel (14 872 euros). Ainsi, un célibataire ayant travaillé 6 mois pour un salaire égal à 2 fois le Smic (ayant donc un revenu total annuel inférieur à 1,4 fois le Smic annuel mais un salaire en équivalent temps plein égal à 2 fois le Smic) ne pourra pas bénéficier de la PPE. Cette limite supérieure est portée à 2,13 fois le Smic (soit 22 654 euros) pour les couples mono-actifs et les personnes isolées assumant seules la charge d'un ou plusieurs enfants.

Éligibilité au niveau du foyer fiscal

Le revenu fiscal de référence du foyer doit se situer en deçà d'un seuil de 11 772 euros pour les personnes seules, et de 23 185 euros pour les deux parts des couples soumis à imposition commune (avec une majoration de 3 253 euros pour chaque personne à charge).

Encadré 2

LES MESURES ALTERNATIVES À LA PPE

La ristourne CSG/CRDS a été votée à l'automne 2000 puis censurée par le Conseil constitutionnel. Il s'agissait d'une subvention mensuelle. Le système était relativement proche de la PPE si ce n'est que la ristourne était individuelle (il n'existait pas de plafond sur les ressources du foyer fiscal) et qu'il n'y avait pas de majoration pour les enfants à charge. Contrairement à la PPE, des personnes travaillant a temps très partiel pouvaient bénéficier de cette mesure. Le dispositif CSG ciblait donc prioritairement les personnes gagnant un salaire proche du Smic sans tenir compte de la situation du conjoint et du nombre d'enfants. C'est d'ailleurs pour cette raison que la ristourne CSG/CRDS a été censurée par le Conseil constitutionnel, car elle ne respectait pas le principe selon lequel l'impôt doit tenir compte de la capacité contributive des personnes.

La proposition alternative formulée par R. Godino en 1999, l'Allocation compensatrice de revenu (ACR), était une extension permanente de l'intéressement du RMI. C'était une mesure conjugalisée : l'unité de référence n'était plus l'individu mais le ménage. L'allocation aurait remplacé le RMI pour un ménage sans revenu d'activité, pour décroître linéairement jusqu'à s'annuler pour un niveau d'activité correspondant à 1,5 fois le Smic pour un couple. L'ACR aurait donc ciblé davantage que la PPE les travailleurs précaires et les temps partiels. Elle semble être la mesure la plus redistributive bénéficiant principalement aux salariés ayant un revenu compris entre le RMI et le Smic.

au logement concerne, quant à elle, la même population que la prime pour l'emploi (cf. encadré 4). Elle diminue les pertes d'aide au logement suite à la reprise d'un emploi et est donc également susceptible d'avoir eu un impact incitatif sur la reprise d'emploi.

Ces différentes mesures visent à stimuler l'offre de travail, mais leur impact sur l'emploi total dépend également de l'état de la demande de travail et donc du contexte économique. Il est donc important de rappeler la situation du marché du travail au début des années 2000 et en particulier concernant l'emploi non qualifié : dans les années 1990, la France a connu un taux de chômage très élevé (supérieur à 12 % en 1994) qui a amené le gouvernement à mettre en place une politique d'abaissement général du coût du travail, pour faciliter les embauches de travailleurs peu qualifiés. Une subvention pour les temps partiels est ainsi créée en 1992 à laquelle s'ajoutent en 1993 des exonérations de charges sur les bas salaires.

Encadré 3

LES EXPÉRIENCES ÉTRANGÈRES

La PPE mise en place en 2001 est largement inspirée des crédits d'impôt instaurés aux États-Unis en 1975 et au Royaume-Uni en 1999. Toutefois, l'analyse des politiques de valorisation du travail menée dans ces pays permet de souligner les différences entre ces dispositifs et la spécificité de la PPE.

L'*Earned Income Tax Credit* (EITC)

Créé en 1975 aux États-Unis, l'EITC, qui devait être une mesure temporaire, a finalement été développé et renforcé. Ce crédit d'impôt conjugalisé est appliqué aux foyers à bas revenus dans lesquels au moins une personne travaille. Pour être éligible, il faut de plus satisfaire à certaines conditions de ressources qui dépendent de la situation matrimoniale et du nombre d'enfants. Le barème de calcul comprend toujours trois phases quel que soit le nombre d'enfants : une phase d'entrée dans laquelle la prestation augmente proportionnellement aux revenus, une phase de plateau et une phase de sortie où l'EITC décroît linéairement jusqu'à s'annuler à un certain niveau de revenu.

L'EITC est une mesure plus ciblée que la PPE puisque seul un foyer sur cinq en bénéficie, contre un foyer sur quatre pour la PPE. Les montants alloués sont également plus importants : l'EITC peut accroître de près de 40 % le revenu des ménages ayant deux enfants et dont un seul membre travaille à temps plein avec un salaire minimum. C'est également une mesure ciblée principalement sur les foyers avec enfant. Ainsi, un couple bi-actif, dont les deux membres travaillent à temps plein au niveau du salaire minimum, n'est pas éligible à l'EITC si celui-ci n'a pas d'enfant. En revanche, avec deux enfants, il touchera 2 000 dollars. Le montant distribué ne devient d'ailleurs nul pour les foyers à deux enfants que lorsque les personnes travaillent à temps plein au niveau du salaire médian (cf. Bontout, 2000, et Cahuc, 2000).

L'EITC est une mesure particulièrement incitative pour les foyers mono-actifs avec enfant. Scholz (1996) estime ainsi que l'EITC a fait passer le taux d'activité pour cette catégorie de la population de 65,5 % à 72,1 % entre 1993 et 1996, ce qui représente 146 millions d'heures.

En revanche, la mesure semble avoir un effet désincitatif sur l'activité des femmes mariées. En effet, pour les couples bi-actifs se trouvant dans la phase de sortie, le passage de l'emploi au non-emploi du conjoint peut être intéressant car il permet de toucher plus d'allocations. Scholz (1996) estime cette perte à 8,9 millions d'heures de travail. Quant aux personnes déjà actives, l'EITC a un impact faiblement négatif sur le volume d'heures travaillées mais qui est largement compensé par le passage du non emploi à l'emploi.

Le *Working Families Tax Credit* (WFTC)

Le WFTC britannique, instauré en 1999, est beaucoup plus ciblé que l'EITC et la PPE puisque seul un foyer sur vingt en bénéficie. Accessible aux foyers dont l'un des adultes travaille au moins 16 heures par semaine et dont l'un des enfants a moins de 16 ans, ce crédit d'impôt est par ailleurs conditionnel au niveau d'épargne du foyer, qui doit être inférieur à 12 000 euros. Les montants accordés sont par conséquent plus élevés (jusqu'à 6 000 euros annuels). Ainsi, la prestation peut atteindre 160 % du revenu déclaré. Cependant, il faut relativiser ces chiffres car le WFTC est considéré comme un revenu pour le calcul des autres aides. Ainsi, les bénéfices liés au WFTC peuvent entraîner une réduction des autres aides accordées à la famille.

Selon Blundell *et al.* (2000), le dispositif a induit une augmentation du taux d'activité de 0,15 %. Cependant, rapporté au coût net du WFTC, l'impact est faible et le rapport coût / efficacité est médiocre, chaque nouvel entrant sur le marché du travail coûtant 60 000 livres (cf. le rapport du Sénat disponible à l'adresse : http ://www.senat.fr/rap/r02-343/r02-34326.html).

La PPE présente des particularités notables par rapport à ces deux dispositifs. Tout d'abord, elle n'est pas ciblée sur les enfants même si elle intègre des transferts forfaitaires qui augmentent en fonction du nombre d'enfants à charge. Ensuite, la PPE se diffuse assez haut dans l'échelle des revenus. Les montants alloués sont par conséquent plus faibles. Ainsi, la PPE représente en 2001 pour un foyer bi-actif au Smic, avec un enfant, 4,4 % du revenu (si l'on tient compte du doublement de la prime pour l'emploi suite à la loi de finances rectificatives du 28 décembre 2001), alors que l'EITC peut atteindre près de 40 % du revenu déclaré et le WFTC 160 %.

À la fin de la décennie, la conjoncture s'améliore et le chômage atteint un point bas à 8,6 % en mai 2001. Entre 1998 et 2000, le marché du travail est bouleversé par la mise en place de la réduction du temps de travail (RTT). Gubian *et al.* (2004) estiment que les « 35 heures » auraient créé 350 000 emplois entre 1998 et 2002 (2).

La PPE a clairement affiché son objectif de rendre attractif le retour à l'emploi à travers une incitation financière. Cependant, elle conserve également une composante redistributive puisqu'un large éventail de la population en bénéficie.

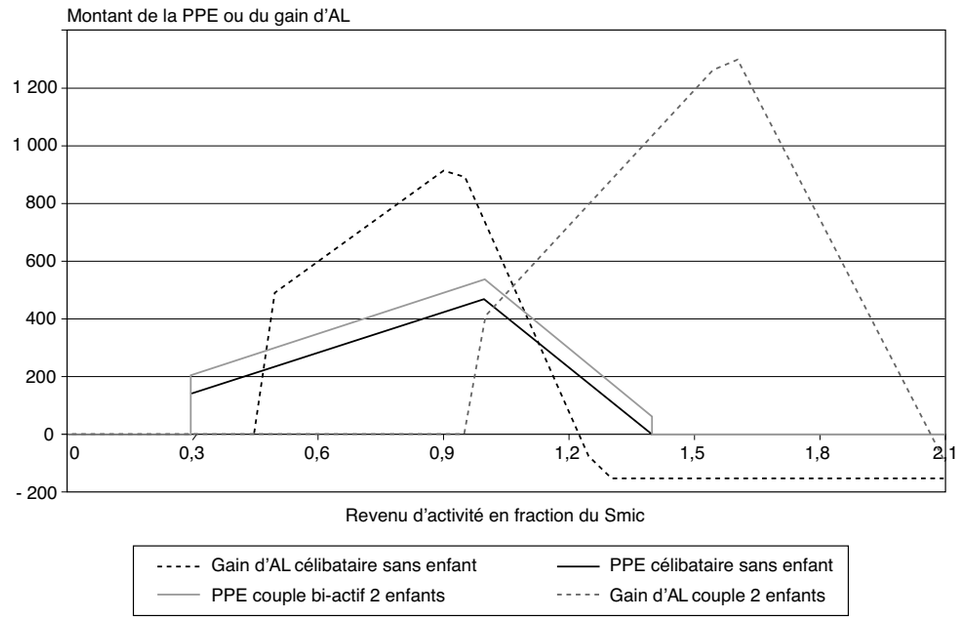
2. Cette estimation macroéconomique est réalisée à partir d'un survey *des estimations microéconométriques ex-post. Elle retient un taux de création nette d'emplois de l'ordre de 6 % pour les entreprises bénéficiaires de dispositifs incitatifs, et de 3 % pour les autres entreprises passées à 35 heures. À titre de comparaison, Fiole* et al. *(2000) estiment, à partir des enquêtes* Acemo*, que l'effet net sur l'emploi du dispositif « Robien » est de 6 %. En utilisant l'enquête* Passage*, Bunel (2002) obtient un effet net de 6,6 % pour les entreprises du dispositif « Aubry I » et de 3,7 % pour les entreprises « Aubry II » ayant anticipé la loi. Enfin Crépon* et al. *(2004), à partir des* BRN *et des* DADS*, estiment le surplus net d'emploi à 9,9 % pour les entreprises « Aubry I », 3,8 % pour les « Aubry II » ayant anticipé la loi, et 4,9 % pour les Aubry II.*

Encadré 4

LA RÉFORME DES AIDES AU LOGEMENT

La réforme des aides au logement unifie les modes de calcul des Aides personnalisées au logement (APL) et des Allocations logement (AL) pour les locataires et met sur le même plan les ressources des ménages, qu'elles proviennent de minima sociaux ou de revenus d'activité. Cette réforme a été réalisée en deux ans. En 2001, les montants maxima des AL ont été relevés au niveau des montants maxima des APL et les effets de seuil en sortie du RMI ont été amoindris. Ces effets de seuil disparaissent complètement en 2002, avec la poursuite de la réforme. Cette réforme diminue donc les pertes d'aides au logement liées à la reprise d'un emploi. Les gains de cette réforme sont, pour les locataires, largement supérieurs aux sommes distribuées pour la prime pour l'emploi (cf. graphique A). L'importance relative de ce gain par rapport à la PPE varie selon la configuration familiale : le maximum de gain d'allocation logement est 2,5 fois supérieur au montant maximum de PPE pour un couple bi-actif avec deux enfants, mais seulement 2 fois supérieur pour un isolé sans enfant.

Graphique A
Impact sur les gains à la reprise d'emploi de la mise en place de la PPE et de la réforme de l'allocation logement (AL) (en euros par an) en fonction du salaire de l'emploi repris (en proportion du Smic)



Lecture : la courbe gains AL représente la différence entre les pertes d'allocation logement consécutives à la reprise d'activité en 2001 et en 2000 en fonction du revenu d'activité. Soit, pour un revenu d'activité de α*Smic :*

$$\left[AL_{2001}(\alpha\, Smic_{2001}) - AL_{2001}(0)\right] - \left[AL_{2000}(\alpha\, Smic_{2000}) - AL_{2000}(0)\right]$$

Le gain d'allocation logement est calculé pour un locataire habitant en zone 2 et dont le loyer est supérieur au loyer plafond de la zone. Le gain à la reprise d'emploi est calculé à partir d'une situation sans RMI.
Source : calculs des auteurs.

Que sait-on des effets redistributifs de la PPE ?

Compte tenu des conditions d'attribution de la PPE, les bénéficiaires de la prime se situent à mi-chemin entre deux types de publics : le premier est constitué de chômeurs ou de salariés occupant des emplois très précaires ou à temps très partiel. Le deuxième comprend des individus plus durablement installés dans l'emploi et ayant un salaire plus élevé.

Les données de l'enquête *Revenus fiscaux* 2001 (cf. encadré 5) permettent d'étudier précisément les bénéficiaires de la PPE. Cette mesure s'adressant aux personnes en âge de travailler, nous limitons notre étude aux individus âgés de 16 à 65 ans, non étudiants. Les caractéristiques des bénéficiaires de la PPE sont globalement celles des salariés à bas salaire. Ainsi, les bénéficiaires de la PPE sont plutôt jeunes et peu diplômés (cf. tableau 1) : 44 % d'entre eux ont moins de 35 ans, contre 32 % dans l'ensemble de la population d'âge actif ; 75 % d'entre eux sont sans diplôme ou titulaires d'un BEPC ou d'un CAP-BEP, contre 63 % dans l'ensemble de la population ; au contraire, ils ne sont que 9 % à disposer d'un diplôme de niveau baccalauréat + 2 ou supérieur, contre 22 % dans l'ensemble de la population. Ces résultats se retrouvent

Tableau 1
Profil des bénéficiaires de la PPE au titre des revenus 2001

En %

	Bénéficiaires de la PPE	Ensemble de la population
16-35 ans	44	32
Célibataire	41	32
Avec enfants	68	64
Aucun diplôme, BEPC, CAP, BEP	75	63
Bac	14	13
Bac+2 ou diplôme supérieur	9	22

Lecture : 44 % des bénéficiaires de la PPE ont entre 16 et 35 ans contre 32 % de l'ensemble des personnes d'âge actif.
Champ : ensemble des 16-65 ans, hors étudiants et retraités.
Source : ERF 2001*, Insee-DGI, calculs des auteurs.*

Encadré 5

L'ENQUÊTE REVENUS FISCAUX (ERF)

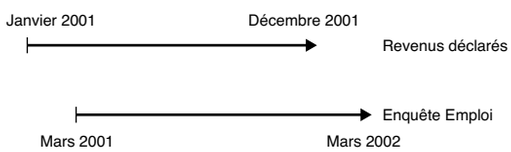
L'enquête nationale *Revenus fiscaux* n'est pas à proprement parler une enquête au sens Insee puisque les données sur les revenus ne sont pas collectées par voie d'enquête mais issues des déclarations fiscales. À l'origine quadriennales, les enquêtes sont, depuis 1996, reconduites chaque année grâce à un processus d'appariement mis en place entre les données des fichiers de la Direction générale des Impôts (DGI) relatifs à l'impôt sur le revenu et à la taxe d'habitation et celles de l'enquête *Emploi* de l'Insee qui recueille un grand nombre d'informations sur l'occupation principale des individus, leurs activités professionnelles, leur recherche d'emploi ainsi que des informations sur leurs caractéristiques sociodémographiques. Par ailleurs, l'enquête *Revenus fiscaux* exprime les données suivant trois niveaux d'observation : l'individu, le ménage et le foyer fiscal. Elle permet donc d'étudier à la fois les caractéristiques individuelles des bénéficiaires et le type de ménages concernés par la mesure.

Nos données sont issues des enquêtes *Revenus fiscaux* 2000 et 2001 (ERF). La PPE ayant été créée en 2001, les versements effectués pour les revenus de l'année 2000 n'avaient donc pas été annoncés. L'ERF 2002 n'étant pas encore disponible au moment de notre étude, nous disposons de renseignements pour deux années qui ont donné lieu à des versements de primes, mais seuls les versements sur les revenus 2001 ont été anticipés et ont pu générer une réelle incitation à la reprise d'emploi.

Il faut noter qu'il existe un décalage temporel entre les données de l'enquête *Emploi* et celles des fichiers de la DGI (cf. graphique A). En effet, la déclaration des revenus concerne les revenus perçus du 1er janvier 2001 au 31 décembre 2001 alors que l'enquête *Emploi* est réalisée en mars 2002 et nous renseigne sur la situation des individus interrogés de mars 2001 à mars 2002.

Nous avons retenu dans notre échantillon de l'ERF 2001 les individus en âge de travailler, donc âgés de 16 à 65 ans. Ont été éliminés les étudiants, qu'ils soient en stage ou non, les personnes travaillant à leur propre compte, ainsi que les personnes retraitées en mars 2002. Nous avons ensuite constitué un panel en concaténant ces données à celles de l'ERF 2000, en ne conservant que les individus interrogés les deux années consécutives.

Graphique A
Calendrier de l'enquête *Emploi* et de l'ERF



Lecture : illustration du décalage entre les données fiscales et l'enquête Emploi.

lorsqu'on s'intéresse à la catégorie socioprofessionnelle des personnes actives (cf. tableau 2) : 86 % des bénéficiaires de la PPE sont ouvriers ou employés (62 % dans l'ensemble des actifs) et seuls 2 % sont cadres ou chefs d'entreprise (15 % dans l'ensemble des actifs). Les bénéficiaires de la PPE habitent moins souvent en Île-de-France (13 % contre 21 % de l'ensemble de la population) et plus souvent dans une commune rurale ou une ville de moins de 200 000 habitants (68 % contre 60 %). Ils sont plus souvent célibataires (41 % contre 32 %), ce qui reflète à la fois la contrainte imposée sur les revenus du foyer fiscal pour toucher la PPE et l'exposition plus forte des célibataires à la pauvreté laborieuse. Ils ont également plus souvent des enfants (68 % contre 64 %) : en effet, la condition de revenu global est moins contraignante pour les personnes avec enfants, et permet notamment à certains bénéficiaires de la PPE de ne toucher que le supplément pour personne à charge.

Les bénéficiaires de la PPE en 2002, au titre des revenus 2001, ont travaillé en moyenne 10 mois entre mars 2001 et mars 2002. Lorsqu'ils occupent un emploi, ils sont plus souvent en CDD ou intérim que l'ensemble des salariés (12 % contre 9 %) et moins souvent en CDI (85 % contre 89 %). Ils occupent également plus souvent un emploi à temps partiel : 20 % contre 16 % pour l'ensemble des salariés (cf. tableau 3).

Une mesure peu ciblée, des montants peu élevés

La PPE est largement distribuée dans la population puisqu'elle touche huit millions de foyers fiscaux, soit près d'un quart. Son coût s'est élevé en 2001, au titre des revenus 2000, à environ 2,5 milliards d'euros (3). Même si près de 70 % du montant global de la PPE bénéficie à la moitié la moins aisée de la population, la mesure n'est pas ciblée sur les foyers les plus modestes, mais plutôt sur les déciles 2 à 6 (cf. tableau 4). En effet, seuls 9,7 % des ménages bénéficiaires appartiennent au premier décile, tandis que la PPE se diffuse jusque dans le haut de la distribution des niveaux de vie (4).

Les individus du premier décile ne touchent généralement pas la PPE, ou bien seulement de faibles montants, pour deux raisons : une faible proportion d'actifs occupés et un nombre d'heures travaillées dans l'année très réduit. Les individus du premier décile perçoivent, par conséquent, plus souvent des revenus inférieurs au seuil plancher. À l'opposé, le caractère indi-

3. À titre de comparaison, le coût de la prime pour l'emploi a atteint 2,3 milliards d'euros en 2002 au titre des revenus 2001, 2,3 milliards d'euros en 2003, 2,4 milliards d'euros en 2004 et 2,9 milliards d'euros en 2005.
4. Le niveau de vie est calculé comme la somme des revenus du ménage augmentée des prestations sociales et diminuée des impôts directs par unité de consommation dans le ménage.

Tableau 2
Catégorie socioprofessionnelle des bénéficiaires de la PPE

En %

	Bénéficiaires de la PPE	Ensemble des actifs
Cadre	2	15
Profession intermédiaire	12	22
Employé ou ouvrier	86	62

Lecture : les cadres représentent 2 % des bénéficiaires de la PPE contre 15 % de l'ensemble des actifs.
Champ : ensemble des 16-65 ans en activité (en emploi ou au chômage).
Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

Tableau 3
Caractéristiques des emplois occupés par les bénéficiaires de la PPE

En %

	Bénéficiaires de la PPE	Ensemble des personnes en emploi
CDI	85	89
CDD, Intérim, apprentissage	12	9
Temps complet	79	84

Lecture : les CDI représentent 85 % des emplois occupés par les bénéficiaires de la PPE contre 89 % pour l'ensemble des individus en emploi.
Champ : ensemble des 16-65 ans en emploi.
Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

Tableau 4
Répartition par déciles de niveau de vie des ménages bénéficiaires de la PPE au titre des revenus de 2001

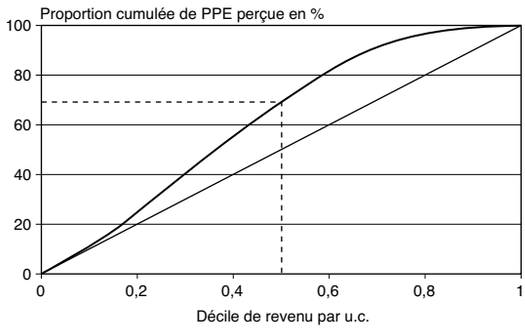
En %

	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Fraction des ménages bénéficiaires	9,7	13,8	14,9	15,3	13,5	12	10,3	6,5	2,8	1,2
Fraction cumulée	9,7	23,5	38,4	53,7	67,2	79,2	89,5	96	98,8	100

Lecture : 13,5 % des ménages bénéficiaires de la PPE appartiennent au cinquième décile de niveau de vie et 67,2 % appartiennent aux cinq premiers déciles.
Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

viduel de la PPE permet à certains ménages plutôt aisés de bénéficier de la mesure. En effet l'unité de référence pour le calcul de la PPE est le foyer fiscal (5) et non le ménage. Ainsi, une personne non mariée rémunérée au Smic, dont le conjoint perçoit des revenus élevés, pourra bénéficier de la PPE, alors même que le revenu du ménage appartient aux plus hauts déciles. Le haut de la distribution des revenus perçoit une part non négligeable des montants versés (cf. le graphique II, analogue à une courbe de Lorentz de concentration).

Graphique II
Évaluation de l'impact redistributif de la PPE



Lecture : soit X la variable aléatoire de revenu et Y la variable de montant de PPE, alors cette courbe est la courbe paramétrique :

$x(t) = P(X \leq t)$ *et* $y(t) = \frac{E(X \leq t)}{(Y)}$ *; plus cette courbe est au-dessus de la première bissectrice, et plus la mesure est redistributive. De plus, à aire entre les deux courbes égales, une mesure est d'autant plus redistributive qu'elle profite aux faibles revenus. 50 % des ménages perçoivent 69,1 % du montant total de la PPE.*

Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

La réforme de 2003 accordant une majoration de la prime pour les travailleurs à temps partiel (cf. encadré 6) a néanmoins permis de cibler davantage la PPE sur les travailleurs les plus modestes. En effet, la répartition du surcroît de la masse totale de la prime est décroissante avec le niveau de vie et atteint 24 % pour le premier décile (cf. Legendre *et al.*, 2004a). Ce supplément accroît alors de 0,8 % le niveau de vie des familles du premier décile.

5. Un foyer fiscal désigne l'ensemble des individus figurant sur une même déclaration de revenus. Ainsi, un couple vivant en union libre constitue un seul ménage mais deux foyers fiscaux.

Encadré 6

LES RÉFORMES SUCCESSIVES DE LA PPE

Lors de la création de la PPE en 2001, il était prévu de doubler la partie individualisable de la prime en 2002. Ce doublement a en réalité été introduit dès 2001 (au titre des revenus 2000) par la loi de finances rectificative. Les taux ont donc été maintenus en 2002 (au titre des revenus 2001) et les seuils d'éligibilité réactualisés.

En 2003 (pour les revenus de 2002), en revanche, le triplement de la partie individualisable de la prime initialement programmé a été abandonné et la PPE s'est vue dotée d'une nouvelle majoration ciblée sur les travailleurs à temps partiel, assortie d'une revalorisation des seuils d'éligibilité de 1,7 %. Cette majoration pour les temps partiels est maximale pour un demi Smic et s'annule au niveau du Smic. Elle se calcule ainsi :

Pour un temps de travail *inférieur* au mi-temps, la prime est majorée de 45 %.

Pour un temps de travail *supérieur* au mi-temps, le calcul de la prime se fait par la formule : PPE = 0,55 (PPE hors majoration) + 0,45 (PPE de base) (la prime de base est la prime calculée sur le revenu converti en équivalent temps plein).

Le projet de loi de finances 2004 (concernant la PPE versée en 2004 au titre des revenus 2003) a ensuite revalorisé tous les seuils, plafonds et limites de revenus servant au calcul de la PPE. Par ailleurs, les taux permettant le calcul du montant de la prime ont également été rehaussés (passant respectivement de 4,4 % à 4,6 % et de 11 % à 11,5 %). Mais surtout, ce projet de loi instaure la possibilité de versement d'un acompte forfaitaire qui permettrait de percevoir environ la moitié de la prime bien avant la date de paiement de l'impôt sur le revenu : les personnes qui justifient d'une activité professionnelle d'une durée au moins égale à 6 mois débutée au plus tôt le 1er octobre de l'année précédente et qui ont été, pendant les 6 mois précédents, sans activité professionnelle et inscrites comme demandeurs d'emploi ou titulaires de certains minima sociaux peuvent demander un acompte de PPE d'un montant forfaitaire de 250 euros.

Entre 2005 et 2007 (pour les revenus de 2004 à 2006), la prime pour l'emploi a pris de l'ampleur en tant qu'outil redistributif du fait de la forte augmentation des montants distribués. Le renforcement de la majoration temps partiel (ou incomplet) a également accentué son caractère potentiellement incitatif. Les montants de PPE ont été majorés de près de 75 % en deux ans. Ainsi, le montant maximal de la part individuelle passe de 538 euros en 2005 à 714 euros en 2006 et 948 euros en 2007 (les taux utilisés pour le calcul de la prime ont été rehaussés de 4,6 % à 7,7 % et de 11,5 % à 19,3 % entre 2005 et 2007). Par ailleurs, les conditions de versement de l'acompte ont été assouplies (elles concernent désormais les personnes justifiant d'une activité professionnelle d'une durée au moins égale à 4 mois) et les montants augmentés (de 250 à 300 puis 400 euros). Enfin, un système de mensualisation de la prime a été instauré pour les personnes ayant bénéficié de la PPE l'année précédente.

En 2001, les montants distribués sont peu élevés, puisqu'un bénéficiaire de la PPE touche en moyenne 242 euros par an (cf. graphique III). Le poids de la PPE dans le revenu initial des ménages bénéficiaires atteint 0,6 % en moyenne en 2001. Si les revalorisations et réformes successives de la PPE ont permis depuis une hausse des montants distribués, notamment pour les plus bas déciles de la distribution des revenus, Courtioux et Le Minez (2004) estimaient à seulement 0,9 % le poids de la PPE dans le revenu initial des ménages bénéficiaires à l'issue des réformes 2003.

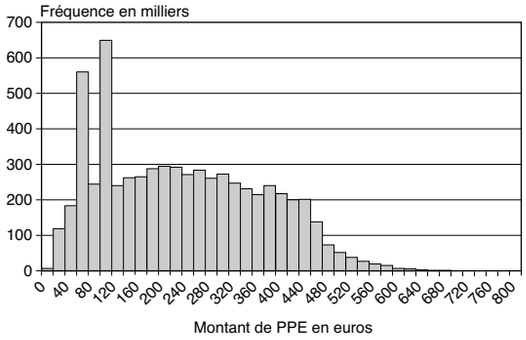
Une mesure peu redistributive

La faiblesse des sommes distribuées conjuguée à une distribution peu ciblée font donc de la PPE une mesure peu redistributive, dont l'impact sur la pauvreté, les inégalités ou encore la progressivité de l'impôt sur le revenu est limité.

L'impact de la PPE sur la pauvreté des ménages est quasiment inexistant, puisqu'en 2001, d'après nos calculs, la PPE fait baisser le taux de pauvreté de 7,70 % à 7,64 % cette année (6). Par ailleurs, son impact sur les inégalités est extrêmement limité comme en témoignent les faibles variations des rapports interdéciles – une baisse de 0,3 % de D9/D5 et D5/D1 pour la PPE de 2001 - et du revenu médian après application de la PPE.

Enfin, il semblerait que la PPE accroisse la progressivité de l'impôt sur le revenu, mais dans des proportions limitées, faisant passer l'indicateur de Musgrave (7) de 1,047 à 1,051 (Insee, 2002).

Graphique III
Distribution des montants de la PPE versée au titre des revenus de 2001



Source : ERF 2001, *Insee-DGI.*

Comment évaluer les effets incitatifs de la Prime pour l'emploi ?

La théorie qui justifie de « rendre le travail payant » (*making work pay*) repose sur le modèle classique d'offre de travail, qui définit un « salaire de réservation » en deçà duquel un individu ne souhaite pas travailler. Si l'impact d'un crédit d'impôt sur le nombre d'heures travaillées est ambigu, il devrait en revanche inciter à travailler les personnes dont le revenu d'activité devient supérieur au salaire de réservation, grâce au supplément de revenu induit par le crédit d'impôt. Comme le montre Cahuc (2002), un autre effet peut être néanmoins attendu : au sein d'un couple, l'augmentation du salaire net d'un individu peut diminuer l'incitation du conjoint à travailler ; la PPE pourrait donc induire une certaine diminution du taux d'activité (des actifs, occupés ou non, décidant de quitter le monde du travail). Cet effet devrait toutefois être plus limité pour la PPE que pour l'EITC américain ou le WFTC britannique, puisque le dispositif français est davantage individualisé. Divers travaux se sont intéressés, *ex ante*, à la mesure de l'impact de la PPE sur la participation au marché du travail. De nombreuses études se sont concentrées sur les gains financiers à la reprise d'emploi, et des simulations de modèles d'offre ont permis de rendre compte des comportements d'offre de travail.

Les analyses par cas-types

Dans un premier temps, une approche en terme de cas-types permet d'appréhender les gains financiers à l'emploi en comparant de façon statique les revenus d'un ménage type avant et après la reprise d'un emploi (sans prendre en compte la dynamique de transition). Ce type d'analyse montre que l'ensemble des réformes menées au début des années 2000 a rendu les revenus associés à l'emploi (à temps plein ou à temps partiel) plus élevés que les revenus de substitution du chômage et de l'inactivité. Le Cerc a ainsi montré que la transition du RMI vers un Smic à mi-temps s'accompagnait, avant 2000, d'une perte de revenus pour certaines configurations familiales. À la suite de l'instauration d'un ensemble de mesures incitatives parmi lesquelles figure la

6. On situe le seuil de pauvreté à 50 % du revenu médian.
7. Cet indicateur est obtenu par la comparaison entre l'indicateur de Gini calculé sur la distribution de revenu avant impôt avec celui calculé sur la distribution de revenu après impôts.

PPE, l'étude de cas-types a montré que les pertes de revenus liées à la reprise d'emploi avaient effectivement disparu. Ainsi, l'étude d'Hagneré et Trannoy (2001) se concentre sur le cas d'un célibataire rémunéré au Smic, et montre que le gain généré par l'ensemble des mesures est de 3 500 euros pour la première année et reste important à long terme. La PPE est alors responsable de 20 à 25 % des gains financiers, et atteint même 50 % pour un plein-temps, à long terme. Notons toutefois que ce cas-type retient le taux initialement annoncé de 6,6 % au lieu des 4,4 % finalement mis en place.

Cependant, il convient de nuancer les conclusions que l'on pourrait tirer des cas-types. Tout d'abord, le choix des cas-types est toujours plus ou moins arbitraire : les revenus estimés intègrent tout un ensemble de prestations et prélèvements, et il est donc nécessaire, pour le calcul de cas-types, de fixer des caractéristiques telles que la zone d'habitation ou le type de logement. Il est donc probable que les cas-types n'approchent que très mal la distribution réelle et que les situations socio-fiscales identifiées soient peu représentatives. Ensuite, les cas-types reposent sur une analyse statique des gains à l'emploi, comme si l'on passait instantanément d'une situation d'allocataire du RMI à celle d'un salarié occupant un emploi durable. Or, les délais de transition sont plus longs pour les impôts notamment, alors que le changement de statut concernant le RMI ou encore l'intéressement est immédiat. L'utilisation de cas-types suppose également que l'attribution des aides est systématique, alors que la complexité et la diversité des procédures d'attribution des aides découragent parfois les personnes éligibles de réclamer les prestations auxquelles elles ont droit. Enfin, dans ces études, certaines prestations (locales notamment) et certaines dépenses (frais de transport, coûts de garde, etc.) ne sont pas prises en compte comme l'ont montré Anne et L'Horty (2002).

Les modèles de microsimulation

L'utilisation de modèles de microsimulation permet d'affiner la distribution des gains monétaires conditionnels à la reprise d'un emploi puisqu'ils s'appuient sur des enquêtes représentatives et non plus sur des cas particuliers définis arbitrairement. Ces modèles permettent de tenir compte de la distribution du temps de travail, des statuts de locataires, des configurations familiales parmi les personnes à bas salaires, et appréhendent ainsi de manière plus précise les gains liés aux réformes des années 2000. L'étude d'Albouy *et al.* (2004) montre ainsi que les gains de niveau de vie mesurés à partir de cas-types sont supérieurs à ceux évalués à l'aide du modèle de micro-simulation *Ines*.

Legendre *et al.* (2003) évaluent les incitations financières au travail pour l'année 2000 et concluent que les individus situés en bas de l'échelle des salaires sont faiblement incités à participer au marché du travail. En estimant, à partir de leurs caractéristiques individuelles, les salaires auxquels les chômeurs pourraient prétendre, ils montrent que plus du quart d'entre eux perdraient à reprendre un emploi à temps partiel.

Bargain et Terraz (2003) évaluent l'impact de la prime pour l'emploi sur les taux marginaux effectifs de prélèvement et sur les gains financiers à la reprise d'emploi à l'aide du modèle de micro-simulation SYSIFF98. Ils simulent l'introduction de la prime pour l'emploi (telle qu'elle aurait dû être au titre des revenus 2002, c'est-à-dire avec un taux de 6,6 % au lieu de 4,4 %) dans la législation 2001. L'étude se concentre sur les gains à la reprise d'emploi au Smic à mi-temps ou à temps plein pour les personnes en inactivité. Il apparaît alors que la PPE augmente le gain financier à la reprise d'emploi, mais ne suffit pas à sortir de la trappe à inactivité les individus pour lesquels la reprise d'emploi n'est pas avantageuse financièrement. Ainsi, en 2002, 28 % des familles monoparentales et 46 % des couples monoactifs seraient perdants à la reprise d'un emploi au Smic à mi-temps.

Les modèles structurels

Les cas-types étudient uniquement les gains financiers à la reprise d'emploi, et les modèles de micro-simulation évoqués précédemment n'endogénéisent pas les comportements d'offre de travail des individus. Il est alors difficile de conclure sur les effets incitatifs des différentes réformes. En effet, les comportements de participation au marché du travail dépendent aussi de facteurs non financiers tels que les décisions intrafamiliales, les contraintes non financières liées à l'activité, la désutilité du travail ou encore le statut social associé au fait de travailler. C'est pourquoi différents travaux ont tenté de rendre compte des comportements d'offre de travail à l'aide d'estimations économétriques de modèles structurels d'offre de travail intégrés à des modèles de micro-simulation. Pour rendre l'estimation plus facile, les différentes études de ce type ont simulé des modèles d'offre à choix discret. Cependant, elles n'ont porté dans le cadre

de la PPE que sur le travail des femmes. Ces études postulent que les femmes choisissent entre inactivité, mi-temps et temps plein. Il apparaît alors que la PPE devrait augmenter légèrement le taux d'activité des femmes tout en diminuant l'emploi à plein temps (cf. Fugazza *et al.*, 2003). L'étude de Bargain (2002) centrée sur les femmes en couple confirme l'impact faiblement incitatif de la PPE, qui augmenterait l'activité de 0,6 % pour cette catégorie de population en 2003.

Laroque et Salanié (2002) s'intéressent à la participation des femmes au marché du travail, et estiment à partir des données de l'enquête emploi 1997 un modèle prenant en compte le temps partiel et l'effet du salaire minimum. Ils montrent que la PPE concernerait essentiellement des passages entre le non-emploi et l'emploi à temps plein et ne devrait avoir qu'un impact très limité sur la participation féminine (les auteurs évaluent, pour la PPE 2001, un impact sur l'emploi féminin à temps plein de l'ordre de 0,1 %). Cependant, les femmes dont le mari travaille seraient, elles, incitées à passer du temps plein au non-emploi, annulant ainsi l'impact global de la PPE 2001 sur l'emploi total des femmes. Les auteurs concluent donc que la prime pour l'emploi doit davantage être considérée comme une mesure redistributive qu'un instrument incitatif.

Évaluations *a posteriori*

C'est à l'aide d'une méthode de double différence que Stancanelli (2004) a tenté d'évaluer l'impact de la PPE sur l'emploi des femmes, à partir de données des enquêtes *Emploi* de 2000 à 2002. Elle effectue une distinction entre les femmes mariées et les femmes non mariées, qu'elles vivent en couple ou non. Cette première étude *ex post* confirme le faible impact de la PPE sur la reprise d'emploi : la mesure a un effet positif mais non significatif sur le taux d'emploi des femmes seules mais un impact négatif, et faiblement significatif, sur les femmes mariées, correspondant à une réduction de 20 000 à 50 000 emplois.

L'impact de la PPE sur la reprise d'emploi : la méthode des doubles différences

Les effets de la prime pour l'emploi sur les décisions d'activité vont être étudiés par la méthode des doubles différences, dérivée du modèle causal de Rubin (cf. annexe 2). Cette procédure, couramment utilisée pour évaluer les politiques publiques, consiste à comparer la réaction d'une variable d'intérêt à l'introduction d'une mesure dans un groupe d'individus affectés par la réforme (groupe de traitement) à celle d'un groupe témoin, non affecté par la réforme mais ayant des caractéristiques proches de celles du groupe de traitement (groupe de contrôle). Cette méthode permet de comparer la situation des individus traités à ce qu'elle aurait été si la mesure n'avait pas été instaurée. Ainsi, si l'évolution de la variable d'intérêt dans le groupe de traitement est significativement différente de celle du groupe de contrôle, on peut en déduire que le traitement est efficace.

Les modèles de *différence de différences* reposent sur deux hypothèses centrales. D'une part, la mesure ne doit pas avoir affecté la variable d'intérêt dans le groupe de contrôle. D'autre part, on suppose qu'en l'absence de traitement, l'évolution de la variable d'intérêt aurait été identique dans le groupe de contrôle et dans le groupe de traitement. Les autres politiques économiques mises en place à la même période (cf. *supra*) sont donc supposées affecter identiquement les deux groupes. Ainsi, il importe que la composition des deux groupes soit proche pour valider l'hypothèse que les deux catégories d'individus réagissent de la même manière aux variations conjoncturelles et structurelles.

Le cas particulier de l'évaluation de la PPE

Pour évaluer l'effet incitatif de la prime pour l'emploi, il faudrait connaître l'offre de travail des individus. Or, celle-ci n'est pas directement observable. Seul l'exercice d'un emploi au cours de l'année est connu et constitue donc notre variable d'intérêt. Cependant, les variations de l'emploi résultent à la fois de l'évolution de l'offre et de la demande de travail. Il importe donc de choisir des groupes de traitement et de contrôle suffisamment proches pour pouvoir soutenir l'hypothèse que la demande de travail adressée aux deux groupes a évolué de la même manière.

Par ailleurs l'application de la méthode des doubles différences pour évaluer l'effet de la PPE sur l'emploi se heurte à plusieurs difficultés, notamment pour la vérification des hypothèses centrales de la méthode.

En premier lieu, plusieurs réformes ont été menées simultanément à l'instauration de la

PPE, comme nous l'avons développé précédemment. La réforme des allocations logement, notamment, a concerné le même public que la PPE, mais aussi les individus non affectés par la PPE et dont les revenus sont proches des seuils d'éligibilité. Il est donc difficile d'isoler l'effet propre de la PPE sur cette période.

En second lieu, les groupes de traitement et de contrôle ne sont pas définis *a priori*. En effet, le public concerné par la mesure est bien plus large que les seuls bénéficiaires de la PPE, qui ont par définition exercé une activité au cours de l'année. Le groupe de traitement est en réalité constitué de tous les individus potentiellement bénéficiaires de la PPE, c'est à dire d'individus en emploi qui bénéficient de la PPE et d'individus en non-emploi qui la toucheraient s'ils travaillaient. Pour se ramener au formalisme de Rubin, il faut donc construire statistiquement le groupe de traitement comme l'ensemble des individus susceptibles d'être affectés par la PPE. Le groupe de contrôle doit aussi être construit selon le même procédé, et est composé d'individus non concernés par la mesure, mais dont les caractéristiques se rapprochent de celles du groupe de traitement.

Toute la difficulté de l'évaluation repose donc sur le choix de la méthode de construction des deux groupes. Nous avons mis en œuvre deux méthodes distinctes de construction des groupes de traitement et de contrôle : la première repose sur l'estimation d'équations de salaire, à l'aide desquelles, en appliquant le barème de la PPE, nous constituons les deux groupes. La seconde consiste à estimer directement une probabilité de toucher la PPE et à déterminer un seuil au-delà duquel on affecte les individus au groupe de traitement. Afin que les estimations par double différence soient valides, il est nécessaire que les individus ne changent pas de groupe au cours de la période étudiée. On détermine donc les groupes, *a priori*, à partir de l'enquête *Revenus fiscaux* 2000, avant que les individus n'aient été affectés par la mise en place de la prime pour l'emploi.

Une telle méthode de construction statistique des groupes de contrôle et de traitement suppose d'arbitrer entre deux sources de biais :

- Un *biais de sélection* : la méthode des doubles différences repose sur l'hypothèse que les groupes de traitement et de contrôle sont suffisamment proches et auraient évolué de la même manière en l'absence de mesure. Dans un contexte de mise en place de nombreuses réformes touchant le marché du travail (réforme des allocations logement, de l'impôt sur le revenu, mise en place des 35 heures,etc.), il est nécessaire de construire des groupes de caractéristiques très proches, notamment en terme de salaire potentiel.

- Un *biais de classification* : en choisissant des groupes très proches, il existe un risque de classer dans le groupe de contrôle des individus ayant finalement touché la PPE, ce qui pourrait conduire à sous-estimer les effets de la mesure. Ce biais ne pourrait être réduit qu'en choisissant des groupes de traitement et de contrôle suffisamment éloignés en termes de valeurs prédites de salaire ou de la probabilité de toucher la PPE.

Deux méthodes pour construire les groupes « de traitement » et « de contrôle »

La première méthode (cf. annexe 3) s'inspire de celle utilisée par Stancanelli (2004). Elle consiste à estimer une équation de salaire annuel et une équation de salaire horaire, à partir desquelles nous appliquons à chaque individu le barème relatif aux revenus de 2001 pour calculer la PPE à laquelle il peut prétendre.

Notre étude diffère de celle de Stancanelli par l'utilisation des données des enquêtes *Revenus fiscaux* (ERF), qui semblent particulièrement adaptées à l'étude des effets de la PPE, car elles fournissent des informations sur les revenus annuels des individus et sur les montants réels de prime pour l'emploi, et par la population étudiée : nous nous intéressons à l'effet de la PPE sur l'emploi de l'ensemble de la population en âge de travailler, et non pas seulement sur l'emploi des femmes.

La simulation des salaires potentiels permet de constituer un groupe de traitement d'individus qui pourraient *a priori* bénéficier de la PPE au titre de leurs revenus 2001, si leurs caractéristiques restaient inchangées et s'ils occupaient un emploi en 2001. Le groupe de contrôle est constitué quant à lui des individus dont les salaires horaires et annuels potentiels ne leur permettraient pas de prétendre à la PPE, sans être trop éloignés des seuils d'attribution de la PPE. En moyenne, les individus du groupe de contrôle devraient donc être sensiblement moins affectés par la mesure que ceux du groupe de traitement, tout en restant proches de ces derniers.

Les caractéristiques des individus des deux groupes sont proches (cf. tableau 5). Cependant, il apparaît que les jeunes sont plus présents dans le groupe de traitement que dans le groupe de contrôle, de même que les inactifs et à l'inverse des professions intermédiaires.

La seconde méthode (cf. annexe 4) exploite les premières informations exhaustives sur les montants de PPE effectivement perçus par les foyers français, disponibles dans l'ERF, pour constituer les groupes de contrôle et de traitement, et repose sur l'estimation de la probabilité de toucher la PPE pour chaque individu.

On vérifie ici encore que les individus des groupes de traitement et de contrôle ont des caractéristiques suffisamment proches pour que la deuxième hypothèse centrale de la méthode des doubles différences soit vérifiée (cf. tableau 6). Les différences entre les deux groupes sont même moins importantes que pour la première méthode.

Nous calculons ensuite l'estimateur des doubles différences pour ces deux méthodes. Une fois les groupes de contrôle et de traitement construits, on estime la probabilité d'emploi des individus en introduisant comme variables explicatives supplémentaires dans l'équation : l'appartenance ou non au groupe de traitement, un effet fixe temporel pour l'année 2001, et une variable croisée de ces deux indicatrices. Le coefficient de cette dernière variable nous renseigne sur l'effet du traitement : c'est l'estimateur des doubles différences (cf. annexe 2).

Nous réalisons l'estimation des doubles différences sur plusieurs populations (ensemble, propriétaires, femmes). Cela nous permet de tester la robustesse de nos résultats, de résoudre en partie les problèmes d'identification de l'effet de la PPE (cf. *supra*) et enfin de comparer nos résultats à ceux de Stancanelli (2004).

Tableau 5
Première méthode, basée sur l'estimation des salaires potentiels
Caractéristiques des groupes de contrôle et de traitement

En %

	Groupe de contrôle	Groupe de traitement
Âge		
De 15 à 39 ans	44	49
40 ans et plus	56	51
État matrimonial légal		
Célibataire	30	30
Marié ou remarié	64	61
Veuf ou divorcé	6	9
Tranche d'unité urbaine		
Moins de 20 000 habitants	46	54
Entre 20 000 et 200 000 hab.	22	21
Plus de 200 000 hab.	32	25
Femmes	64	72
Catégorie socioprofessionnelle		
Agriculteurs, commerçants, cadres	7	2
Professions intermédiaires	36	10
Employés	33	36
Ouvriers	18	29
Inactifs non retraités	6	23
Nombre d'observations	**1 481**	**18 992**

Lecture : 44 % des individus du groupe de contrôle ont entre 15 et 39 ans, contre 49 % des individus du groupe de traitement.
Champ : le groupe de traitement comprend 18 992 individus et le groupe de contrôle 1 481 individus.
Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calcul des auteurs.*

Tableau 6
Seconde méthode, basée sur probabilité de toucher la PPE
Caractéristiques des groupes de contrôle et de traitement

En %

	Groupe de contrôle	Groupe de traitement
Âge		
De 15 à 39 ans	25	53
40 ans et plus	75	47
État matrimonial légal		
Célibataire	15	33
Marié ou remarié	76	58
Veuf ou divorcé	9	9
Tranche d'unité urbaine		
Moins de 20 000 habitants	45	56
Entre 20 000 et 200 000 hab.	20	21
Plus de 200 000 hab.	35	23
Femmes	66	70
Catégorie socioprofessionnelle		
Agriculteurs, commerçants, cadres	5	2
professions intermédiaires	23	8
Employés	33	36
Ouvriers	19	31
Inactifs non retraités	20	23
Nombre d'observations	**2 024**	**5 361**

Lecture : 66 % des individus du groupe de contrôle sont des femmes, contre 70 % des individus du groupe de traitement.
Champ : le groupe de traitement comprend 5 361 individus et le groupe de contrôle 2 024 individus.
Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calcul des auteurs.*

En 2001, il n'y a pas d'impact incitatif significatif de la prime pour l'emploi pour l'ensemble de la population

Les deux méthodes font apparaître un impact non significatif de la prime pour l'emploi sur l'emploi (cf. tableau 7). La probabilité d'emploi des bénéficiaires potentiels de la PPE n'a donc pas plus augmenté entre 2000 et 2001 que celle des personnes non concernées par la PPE. Par ailleurs, comme nous l'avons détaillé précédemment, la PPE a touché en 2001 les individus précisément concernés par la réforme des allocations logement. L'impact estimé ici est ainsi une combinaison des effets de ces deux réformes incitatives.

Ce résultat est maintenu quand on s'intéresse aux seuls propriétaires

Afin d'affiner l'évaluation, nous avons donc calculé à nouveau les deux estimateurs des doubles différences, en nous concentrant cette fois sur les seuls propriétaires, qui n'ont pas bénéficié en 2001 de la réforme des allocations logement. L'impact de la PPE sur l'emploi calculé sur les propriétaires n'est donc pas biaisé par la réforme des aides au logement. Cependant, la population des propriétaires est un peu particulière : ils sont plus âgés en moyenne que les non propriétaires, ils sont plus souvent mariés, et habitent plus souvent dans des petites agglomérations. On peut donc difficilement généraliser les résultats obtenus sur les propriétaires aux non propriétaires. Néanmoins les propriétaires représentent environ 30 % des groupes de traitement, comme des groupes de contrôle (pour les deux méthodes utilisées). L'effet estimé sur les propriétaires permet donc d'appréhender une partie importante de l'effet global de la PPE.

Les résultats obtenus avec les deux méthodes de construction des groupes (cf. tableau 8) sont là encore non significatifs. On ne peut donc exclure l'absence d'effet de la PPE sur l'emploi au vu de ces résultats.

Tableau 7
L'estimateur des doubles différences pour les deux méthodes

	Méthode 1 Salaires potentiels		Méthode 2 Perception de la PPE	
	Coefficient	*P-value*	Coefficient	*P-value*
Constante	- 1,05	< 10^{-4}	- 2,14	< 10^{-4}
Appartenance au groupe de traitement	- 0,54	< 10^{-4}	0,08	0,00
Effet fixe temporel pour l'année 2001	0,02	0,76	0,05	0,09
Variable croisée de ces deux indicatrices (l'estimateur en double différence)	**0,03**	**0,70**	**- 0,01**	**0,81**
Femme	- 0,94	< 10^{-4}	- 0,88	< 10^{-4}
Couple	0,05	0,05	0,14	< 10^{-4}
Marié	- 0,22	< 10^{-4}	- 0,08	0,00
Âge	0,18	< 10^{-4}	0,18	< 10^{-4}
Âge^2	0,00	< 10^{-4}	0,00	< 10^{-4}
Plus haut diplôme obtenu				
Sans diplôme	*Réf.*		*Réf.*	
BEPC	0,23	< 10^{-4}	0,38	< 10^{-4}
CAP BEP	0,43	< 10^{-4}	0,51	< 10^{-4}
Baccalauréat	0,53	< 10^{-4}	0,73	< 10^{-4}
Baccalauréat + 2	0,75	< 10^{-4}	1,35	< 10^{-4}
Supérieur	0,33	0,27	1,79	< 10^{-4}
Nombre d'enfants	- 0,19	< 10^{-4}	- 0,17	< 10^{-4}
Tranche d'unité urbaine				
Moins de 20 000 habitants	*Réf.*		*Réf.*	
Entre 20 000 et 200 000 habitants	- 0,08	< 10^{-4}	- 0,06	0,00
Plus de 200 000 habitants	- 0,20	< 10^{-4}	- 0,16	< 10^{-4}
Île-de-France	0,02	0,55	0,16	< 10^{-4}

Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

On peut obtenir, pour les femmes mariées, un effet négatif, mais qui n'est pas significatif

Enfin, nous avons, comme Stancanelli (2004), testé l'effet de la PPE sur la population spécifique des femmes mariées. En effet, l'élasticité de l'offre de travail de ces dernières est plus élevée que celle de l'ensemble de la population. Pour cette dernière estimation, le groupe de traitement est donc constitué des femmes mariées potentiellement éligibles à la mesure, et le groupe de contrôle de l'ensemble des femmes en couple (mariées ou non) non éligibles. Comme Stancanelli, nous obtenons, avec notre deuxième méthode, un effet négatif de la prime pour l'emploi sur l'emploi des femmes mariées. Mais cet effet est non significatif, quelle que soit la méthode utilisée.

Tableau 8
Estimateur des doubles différences pour les différentes populations testées

	Méthode 1 Salaires potentiels		Méthode 2 Perception de la PPE	
	Coefficient	*P-value*	Coefficient	*P-value*
Ensemble	0,03	0,70	- 0,01	0,81
Propriétaires	0,04	0,74	- 0,02	0,77
Femmes	0,05	0,62	- 0,04	0,36

Lecture : on lit dans ce tableau le coefficient, avec la P-value associée, de la variable croisée des deux indicatrices « Appartenance au groupe de traitement » et « Effet fixe temporel pour l'année 2001 » qui mesure l'impact de la création de la PPE sur l'emploi (cf. annexe 2).
Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

Tableau 9
Répartition des individus des groupes de contrôle et de traitement selon qu'ils ont ou non bénéficié de la PPE en 2001

En %

		A touché la PPE en 2001	N'a pas touché la PPE en 2001	Total
Première méthode	Groupe de contrôle	19,5	80,5	100
	Groupe de traitement	37,4	62,6	100
Deuxième méthode	Groupe de contrôle	21,3	78,7	100
	Groupe de traitement	37,1	62,9	100

Lecture : dans la première méthode, 19,5 % des individus du groupe de contrôle ont finalement touché la PPE en 2001.De même, 37,4 % des individus du groupe de traitement ont effectivement touché la PPE en 2001. Il est normal que cette proportion ne soit pas proche de 100 %, puisque le groupe de traitement est constitué d'individus qui bénéficieraient de la prime pour l'emploi s'ils travaillaient. Or une partie d'entre eux n'a finalement pas exercé d'activité au cours de l'année, ou n'a pas suffisamment travaillé pour bénéficier de la PPE.
Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

Tous ces résultats sont cependant à interpréter avec précaution. La méthode de construction des groupes de contrôle et de traitement conduit à des erreurs de classement : des individus ayant finalement touché la PPE sont pourtant affectés au groupe de contrôle (cf. tableau 9). Ceci peut nous conduire à sous-estimer les effets incitatifs de la PPE. Ce biais est cependant inhérent à la méthode utilisée, et ne pourrait être réduit qu'au prix d'un plus grand éloignement entre les groupes. Ceci invaliderait donc l'utilisation de la méthode de doubles différences, l'hypothèse d'évolution similaire des groupes en l'absence de la mesure n'étant pas alors respectée.

Les résultats que nous avons obtenus ne permettent donc pas de mettre en évidence un effet significatif de la PPE sur l'emploi. Sur l'ensemble de la population, les deux méthodes suggèrent un effet non significatif de l'ensemble des réformes instaurées en 2001. Afin de différencier l'effet de la PPE de celui de la réforme des allocations logement, nous avons restreint l'estimation à la population des propriétaires. Là encore, l'effet obtenu n'est pas significatif. Enfin, nous avons utilisé notre méthode pour estimer, comme Stancanelli (2004), l'effet de la PPE sur les femmes en couples. Contrairement à elle nous n'obtenons pas d'effet significatif de la PPE sur l'emploi des femmes mariées.

Ces résultats sont cohérents avec les études *ex ante*, qui soulignaient le faible caractère incitatif de la réforme. Ils s'expliquent, d'une part, par la faiblesse des montants de la PPE en 2001 et, d'autre part, par le décalage important entre la reprise d'activité et le versement effectif de la PPE (qui peut atteindre jusqu'à 18 mois), qui réduit sa visibilité.

Ces résultats doivent être cependant relativisés. Tout d'abord, notre étude porte sur la PPE versée au titre des revenus 2001 et le dispositif était probablement encore peu connu une année seulement après son instauration. Or les effets des politiques d'offre mettent en général plus de temps à se développer que les politiques de demande. Depuis 2001, la PPE a connu de nombreux aménagements (augmentation des montants distribués aux salariés occupant des emplois à temps partiel, revalorisation de la prime versée, acompte et mensualisation) qui ont pu en modifier l'impact incitatif. Une estimation sur des données plus récentes, prenant en compte les différentes modifications apportées au dispositif, permettrait de compléter l'évaluation de la prime. Une telle étude sur données récentes (les ERF 2003 et 2004 étant

aujourd'hui disponibles) serait pourtant extrêmement délicate dans la mesure où l'enquête revenus fiscaux est construite à l'aide de l'enquête emploi qui est réalisée en continu depuis 2002. La réplication de ces estimations en doubles différences se confronterait donc à un problème de cohérence des enquêtes, entre les deux périodes. Ensuite, notre estimation est soumise à des biais qui peuvent conduire à sous-estimer l'effet de la mesure. Enfin, nous considérons l'effet de la mesure sur l'emploi, qui résulte de l'interaction entre offre et demande sur le marché du travail. L'effet observé est donc *a priori* un minorant de l'impact incitatif de la PPE. □

BIBLIOGRAPHIE

Albouy V., Bouton F., Le Minez S. et Pucci M. (2004), « L'évaluation des réformes récentes des transferts fiscaux et sociaux », *Dossiers Solidarité et Santé*, n° 4, octobre-décembre 2004.

Anne D. et L'Horty Y. (2002), « Transferts sociaux locaux et retour à l'emploi », *Économie et Statistique*, n° 357-358, pp. 49-71.

Arnaud F., Cavillon M., Cochard M. et Vermare S. (2005), « Évaluation des effets incitatifs de la prime pour l'emploi », *rapport de groupe de travail Ensae, Dares*.

Bargain O. (2004), « Aides au retour à l'emploi et activité des femmes en couple », *Revue de l'OFCE*, n° 88. pp. 59-87.

Bargain O. et Terraz I. (2003), « Évaluation des effets incitatifs et redistributifs de la Prime pour l'Emploi et des propositions alternatives », *Économie et Prévision*, n° 160-161, pp 121-147.

Blundell R.W., Duncan A., McCrae J. et Meghir C. (2000), « The Labour Market Impact of the Working Families'Tax Credit », *Fiscal Studies*, vol. 21, n° 1, pp. 75-104.

Bontout O. (2000), « L'Earned Income Tax Credit, un crédit d'impôt ciblé sur les foyers de salariés modestes aux États-Unis », *Économie et Statistique*, n° 335, pp. 27-46.

Brodaty T., Crépon B. et Fougère D. (2006), « Les méthodes micro-économétriques d'évaluation et leurs applications aux politiques actives de l'emploi », *Économie et Prévision*, n° 177, pp. 91-118.

Bunel M. (2002), « Enquête *Passages* (Projets, Attitudes, Stratégies et Accords liés à la Généralisation des 35 heures) : Guide méthodologique et analyses préliminaires », *Document d'études*, n° 57, Dares.

Cahuc P. (2001), « À quoi sert la prime pour l'emploi ? », *Revue française d'Économie*, vol. 26, n° 3, pp. 3-61.

Conseil de l'Emploi des Revenus et de la Cohésion sociale (2001), *Accès à l'emploi et protection sociale*, La documentation française.

Courtioux P. et Le Minez S. (2004), « Les réformes récentes des barèmes fiscaux et sociaux », *Les travaux de l'Observatoire national de la pauvreté et de l'exclusion sociale. 2003-2004*, pp. 611-645, La documentation française.

Crépon B., Leclair M. et Roux S. (2004), « Réduction du temps de travail, productivité et emploi : nouvelles estimations sur données d'entreprise », *Économie et Statistique*, n° 376-377, pp. 55-89.

Fiole M., Passeron V. et Roger M. (2000), « Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail », *Document d'études*, n °35, Dares.

Fugazza M., Le Minez S. et Pucci M. (2003), « L'influence de la PPE sur l'activité des femmes : une estimation à partir du modèle Ines », *Économie et Prévision*, n° 160-161. pp. 79-102.

Godino R. (1999), « Pour la création d'une allocation compensatrice de revenu », *Notes de la fondation Saint-Simon*, février.

Gubian A., Jugnot S, Lerais F. et Passeron V. (2004), « Les effets de la RTT sur l'emploi : des simulations *ex ante* aux évaluations *ex post* », *Économie et Statistique*, n° 376-377, pp. 25-54.

Hagneré C. et Trannoy A. (2001), « L'impact conjugué de trois ans de réforme sur les trappes à inactivité », *Économie et Statistique*, n° 346-347, numéro spécial *Le Rmi : entre redistribution et incitations*, pp. 161-184.

Heckman J.J. (1979), « Sample Selection Bias as a Specification Error », *Econometrica*, vol. 47, n° 1, pp. 153-161.

Insee (2002), *L'économie française*, Le livre de poche.

Laroque G. et Salanié B. (2002), « Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi », *Revue économique*, numéro spécial *Économie des bas revenus*, vol. 53, n° 6, pp. 1127-1147.

Legendre F., Lorgnet J.-P., Mahieu R. et Thibault F. (2004), « La prime pour l'emploi constitue-t-elle un instrument de soutien aux bas revenus ? », *Revue de l'OFCE*, n° 88, pp. 43-58.

Scholz J.K. (1994), « The Earned Income Tax Credit: Participation, Compliance and Antipoverty Effectiveness », *National Tax Journal*, vol. 47, n° 1, pp. 63-87.

Stancanelli E. (2006), « Evaluating the Impact of the French Tax Credit Program: a Difference in Difference Model », *Document de travail*, OFCE, n° 2004-07.

ANNEXE 1

MODE DE CALCUL DE LA PPE PERÇUE AU TITRE DES REVENUS DE 2001

La PPE comprend deux parties : l'une variable (la prime de base) et l'autre forfaitaire (les majorations).

La prime de base

La prime de base versée en septembre 2002, au titre des revenus 2001, vaut 4,4 % du revenu d'activité si celui-ci est compris entre 3 186 euros et 10 623 euros et 11 % × (14 872 - revenu d'activité) si celui-ci est compris entre 10 623 euros et 14 872 euros. Pour les individus à temps incomplet sur l'année, la prime est calculée à partir des revenus en équivalents temps plein, puis proratisée par le temps de travail sur l'année.

Les majorations

À la prime de base s'ajoutent des majorations pour les couples mono-actifs et pour les personnes à charge :

Pour les couples mono-actifs la majoration s'élève à 78 euros.

Les majorations relatives aux personnes à charge valent :

- 31 euros par personne à charge pour un revenu d'activité inférieur à 10 623 euros (62 euros pour le premier enfant des parents isolés et ensuite 31 euros par personne à charge supplémentaire).

- un forfait de 31 euros pour un revenu compris entre 14 872 euros et 22 654 euros (62 euros pour les parents isolés).

Le montant total minimum de la prime accordée au foyer fiscal est fixé à 24 euros.

Tableau A
Barème de calcul de la PPE au titre des revenus 2001

Situation de famille	Revenus d'activité annuels *R* en euros	Montant de la PPE annuelle (en euros), hors majoration pour personne à charge	Majoration pour personne à charge (Pac)
Célibataires, veufs, divorcés, mariés bi-actifs, ou personnes à charge du foyer	3 186 < *R* < 10 623	4,4 % de *R*	31 euros / Pac
	10 623 < *R* < 14 872	11 % de (14 872 – *R*)	
Mariés mono-actifs	3 186 < *R* < 10 623	4,4 % de *R* + 78	31 euros / Pac
	10 623 < *R* < 14 872	11 % de (14 872 – *R*) + 78	
	14 872 < *R* < 21 246	78	31 euros quel que soit le nombre de Pac
	21 246 < *R* < 22 654	5,5 % de (22 654 – *R*)	
Célibataires, veufs divorcés élevant seuls un ou des enfants	3 186 < *R* < 10 623	4,4 % de *R*	62 euros pour la première Pac puis 31 euros par Pac supplémentaire
	10 623 < *R* < 14 872	11 % de (14 872 – *R*)	
	14 872 < *R* < 22 654	0	

Lecture : un individu gagnant 3 500 euros touche 4,4 % de 3 500 euros soit 154 euros par an.
Source : loi du 30 mai 2001 portant création d'une prime pour l'emploi et loi de finances rectificative pour 2001.

ANNEXE 2

L'ÉVALUATION PAR LA MÉTHODE DES DOUBLES DIFFÉRENCES DES EFFETS DES POLITIQUES PUBLIQUES

Le modèle causal de Rubin

Soit T la variable dite d'accès au traitement qui vaut 1 si l'individu est affecté par la mesure et 0 sinon. On définit à partir de cette variable de traitement deux groupes :

- *le groupe de traitement* constitué de l'ensemble des individus traités ($T = 1$),

- *le groupe de contrôle* constitué des individus non affectés par la politique.

Par ailleurs, chaque individu est caractérisé par des variables observables que l'on note X (variables socioéconomiques et démographiques principalement). La variable d'intérêt Y est l'indicateur sur lequel on souhaiterait que la politique agisse. Dans notre étude, ce paramètre correspond à une indicatrice valant 1 si l'individu exerce une activité et 0 sinon.

Les modèles d'évaluation reposent sur l'existence de deux variables latentes Y_0 et Y_1 qui correspondent aux valeurs de Y selon que l'individu est affecté par la mesure (Y_1) ou non (Y_0). Le résultat observé Y s'écrit donc : $Y = TY_1 + (1 - T)Y_0$.

Les variables Y_0 et Y_1 sont supposées s'écrire sous la forme : $Y_i = g_i(X) + u_i$, avec $i \in \{0,1\}$, et où g_i est une fonction des variables explicatives X et u_i est le résidu de l'équation i.

Les hypothèses économétriques classiques suivantes sont émises :

- la réalisation de la variable de traitement n'apporte pas d'information sur les variables explicatives :

- $E(X \mid T = 1, Y) = E(X \mid T = 0, Y)$

- les variables explicatives X sont exogènes : $E(u_0 \mid X) = E(u_1 \mid X) = 0$.

L'expression $Y_1 - Y_0$, appelée effet causal, représente la différence entre la situation de l'individu lorsqu'il est traité et lorsqu'il ne l'est pas. Cependant, comme les variables Y_0 et Y_1 ne sont jamais observées simultanément pour un même individu il n'est pas possible d'identifier l'effet individuel de la mesure.

Pour remédier à ces difficultés, de nombreuses statistiques ont été proposées, identifiables sous certaines conditions. Les statistiques les plus courantes considèrent l'effet moyen de la politique. On distingue ainsi l'effet moyen du traitement dans la population $ATE = E(Y_1 - Y_0 \mid X)$ et l'effet moyen du traitement sur les traités $TT = E\left(Y_1 - Y_0 \middle| X, T = 1\right)$.

Si Y_0 et Y_1 sont indépendants de la variable de traitement, alors il est possible d'identifier les deux effets qui sont égaux dans ce cas. Ces effets sont estimés par la différence des moyennes des variables de résultat (Y) observées dans le groupe des traités et dans le groupe des non traités.

Cependant, cette hypothèse d'indépendance est très forte et lorsqu'elle n'est pas vérifiée, l'estimateur précédent est biaisé. On a en effet un biais de sélection :

$$TT = E\left(Y_1 - Y_0 \middle| X, T = 1\right) = \overbrace{E\left(Y_1 \middle| X, T = 1\right) - E\left(Y_0 \middle| X, T = 0\right)}^{\text{variables observées}} + B$$

Où B est le biais de sélection
$B = E\left(Y_0 \middle| X, T = 0\right) - E\left(Y_0 \middle| X, T = 1\right)$.

Ce biais provient de l'auto-sélection des individus : ainsi, la situation moyenne des agents qui ont reçu le traitement n'aurait pas été la même en l'absence de traitement que celle des individus n'ayant pas reçu le traitement. Les deux populations n'ont en effet aucune raison d'être identiques.

Les doubles différences

Soit t l'année précédent celle de l'introduction de la mesure et t' l'année juste après l'instauration de la mesure. Avant la réforme, on observe Y_{0t} dans les deux groupes puisque la mesure n'a pas encore été instaurée. Une fois la politique mise en place, on observe $Y_{0t'}$ pour un individu du groupe de contrôle ($T = 0$) et $Y_{1t'}$ pour un agent du groupe de traitement ($T = 1$).

L'estimateur de *différences de différences* repose sur l'hypothèse que les effets fixes sont les mêmes dans les deux groupes, ce qui permet de s'affranchir du biais de sélection. Ainsi, les deux groupes sont supposés être affectés de la même manière par les variations de l'économie qui ne sont pas dues au traitement.

Dans ces conditions, l'effet moyen du traitement sur les individus traités s'écrit :

$$TT = E\left(Y_{1t'} - Y_{0t'} \middle| X, T = 1\right) = \overbrace{E\left(Y_{1t'} - Y_{0t} \middle| X, T = 1\right)}^{\text{variable observée}} - \overbrace{E\left(Y_{0t'} - Y_{0t} \middle| X, T = 0\right)}^{\text{variable observée}}$$

On obtient l'estimateur de *différences de différences* en régressant la variable d'intérêt (dans notre étude, le fait d'avoir ou non occupé un emploi dans l'année) sur les indicatrices temporelles (avant ou après la réforme), d'appartenance au groupe de traitement, et sur une variable croisée de ces deux indicatrices. C'est le coefficient de cette variable croisée qu'on appelle estimateur des doubles différences :

$$Y = \alpha\, 1_{Annee=t'} + X\beta + \delta\, 1_{T=1} + \mu\, 1_{Annee=t'}\, 1_{T=1} + \varepsilon$$

où ε est le résidu de l'équation. Alors $TT = \mu$ est l'estimateur de l'effet du traitement.

Pour plus de détails sur les méthodes microéconométriques d'évaluation, cf. Brodaty, *et al.* (2006).

ANNEXE 3

GROUPES DE TRAITEMENT ET DE CONTRÔLE UNE MÉTHODE BASÉE SUR L'ESTIMATION DES SALAIRES POTENTIELS

Les conditions d'attribution de la PPE dépendant à la fois des salaires horaires et annuels, il est nécessaire d'estimer des salaires potentiels horaires et annuels pour construire nos groupes de contrôle et de traitement. Pour cela, nous estimons des modèles de sélection de Heckman (1979), qui permettent de tenir compte du fait que le salaire d'un individu ne peut être observé que s'il travaille.

Une application du modèle de sélection de Heckman (1979)

Nous estimons donc deux équations simultanément :

- une équation d'emploi (on note $Y_1 = 1$ si l'individu occupe un emploi et Y_1^* la variable latente associée) :

$$Y_1^* = X_1'\beta_1 + u_1$$

- une équation de salaire (on note Y_2 le salaire en niveau observé et Y_2^* la variable latente associée) :

$$Y_2^* = X_2'\beta_2 + u_2$$

On suppose que les résidus suivent une loi normale bivariée :

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \rightarrow N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho\sigma_2 \\ \rho\sigma_2 & \sigma_2^2 \end{pmatrix}\right)$$

ρ est le coefficient de corrélation entre les résidus u_1 et u_2.

Le salaire n'est observable que si l'individu est en emploi. L'équation d'observation est donc :

$$\begin{cases} Y_1 = 0 \\ ou \\ Y_1 = 1 \, et \, Y_2 \end{cases}$$

On estime ces modèles par la méthode du maximum de vraisemblance. La log-vraisemblance s'écrit :

$$LV = \sum_{i/y_1=0} P(Y_1 = 0) + \sum_{i/y_1=1} P(Y_2 = y_2; Y_1 = 1)$$

$$LV\left(y_2;\beta_1,\beta_2,\sigma_2,\rho\right) = \sum_{i/y_1=0} \ln\Phi\left(-X_{i1}'\beta_1\right)$$

$$+ \sum_{i/y_1=1}\left(\ln\frac{1}{\sigma_2} - \frac{1}{2}\left(\frac{y_{i2} - X_{i2}'\beta_2}{\sigma_2}\right)^2\right)$$

$$+ \sum_{i/y_1=1} \ln\Phi\left(\frac{X_{i1}'\beta_1 + \frac{\rho}{\sigma_2}(y_{i2} - X_{i2}'\beta_2)}{\sqrt{1-\rho^2}}\right)$$

Où Φ est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

Les résultats des estimations

Nous estimons sur les données de l'année 2001 deux modèles de sélection de Heckman (1979). Le premier permet d'estimer l'équation de salaire annuel, avec pour sélection la perception d'un salaire au cours de l'année 2001. Le deuxième estime le salaire horaire, avec pour sélection le fait d'être en emploi au moment de l'enquête, en mars 2002.

Les variables explicatives retenues pour les équations d'emploi (au cours de l'année 2001 et au mois de mars 2002) sont : l'âge, le carré de l'âge, le sexe, le plus haut diplôme obtenu, le nombre d'enfants, la présence d'enfants en bas âge, la situation matrimoniale, le fait de vivre en couple ou non, et la taille de la ville. Les variables sont les mêmes pour les équations de salaires, à l'exception de la situation matrimoniale, du fait de vivre en couple, du nombre d'enfants et de la présence d'enfants de moins de 3 ans dans le ménage. En effet, il est nécessaire pour l'identification du modèle d'exclure au moins une variable de la seconde équation. Si ces variables jouent dans la décision de prendre un emploi, elles nous semblent peu susceptibles d'avoir un impact sur le salaire potentiel.

La probabilité d'emploi augmente avec l'âge et le diplôme. Les femmes ont tendance à être moins souvent en emploi que les hommes. La présence d'enfants en bas âge et le nombre d'enfants dans le ménage réduisent la probabilité d'être en emploi. Enfin, vivre en Île-de-France a tendance à augmenter les chances d'être en emploi (cf. tableaux A et B).

Les résultats concernant les salaires sont conformes à ceux habituellement obtenus. Le salaire, annuel comme horaire, augmente d'abord avec l'âge mais de moins en moins (le signe du terme au carré est négatif). Les femmes ont tendance à avoir un salaire moins élevé que les hommes. Le diplôme a bien un effet positif sur le salaire. On trouve également des salaires horaires plus élevés dans les grandes villes comparativement aux communes rurales et aux villes moyennes, le fait d'habiter en Île-de-France augmentant substantiellement le salaire obtenu.

Groupes de traitement et de contrôle : la règle de décision

C'est à partir des résultats de ces régressions de type *Tobit* que sont simulés les salaires potentiels pour tous les individus présents dans notre base en 2000 (conditionnellement au fait de participer au marché du travail).

Le groupe de traitement est alors constitué des individus dont le salaire annuel potentiel est compris entre 3 186 euros et 14 872 euros et dont le salaire horaire potentiel est inférieur à 1,4 Smic horaire. Pour les parents isolés ou les couple monoactifs, les plafonds sont de 22 654 euros pour le salaire annuel potentiel, et de 2,13 fois le Smic horaire pour le salaire horaire potentiel.

Le groupe de contrôle rassemble les individus n'appartenant pas au groupe de traitement, dont le salaire

annuel potentiel est supérieur à 3 186 euros et inférieur à 130 % du seuil annuel maximal et dont le salaire horaire potentiel est inférieur à 110 % du seuil horaire d'éligibilité. Ce seuil de 110 % est choisi de façon arbitraire pour que la taille du groupe de contrôle soit suffisante pour obtenir des résultats robustes, et que les individus de ce groupe aient des caractéristiques proches de ceux du groupe de traitement. En particulier, si le seuil était plus élevé, le groupe de contrôle serait davantage affecté par la réforme de l'impôt sur le revenu, ce qui biaiserait l'estimation. Le choix d'un seuil de 105 % ne change pas la nature des résultats obtenus.

Tableau A
Première méthode, basée sur l'estimation des salaires potentiels
Estimation de l'équation de salaire annuel, conditionnellement au fait d'avoir occupé un emploi au cours de l'année

	Équation d'emploi		**Équation de salaire annuel**	
	Coefficient	*P-value*	Coefficient	*P-value*
Constante	- 1,60	$< 10^{-3}$	- 12,38	$< 10^{-3}$
Femme	- 0,80	$< 10^{-3}$	- 7,23	$< 10^{-3}$
Couple	0,22	$< 10^{-3}$		
Marié	- 0,15	$< 10^{-3}$		
Âge	0,16	$< 10^{-3}$	0,95	$< 10^{-3}$
Âge^2	0,00	$< 10^{-3}$	- 0,01	$< 10^{-3}$
Plus haut diplôme obtenu				
Sans diplôme	*Réf.*		*Réf.*	
BEPC	0,36	$< 10^{-3}$	4,49	$< 10^{-3}$
CAP BEP	0,49	$< 10^{-3}$	3,80	$< 10^{-3}$
Baccalauréat	0,69	$< 10^{-3}$	7,55	$< 10^{-3}$
Baccalauréat + 2	0,94	$< 10^{-3}$	11,11	$< 10^{-3}$
Supérieur	0,91	$< 10^{-3}$	20,70	$< 10^{-3}$
Nombre d'enfants	- 0,15	$< 10^{-3}$		
Présence d'enfant(s) de moins de 3 ans	- 0,33	$< 10^{-3}$		
Tranche d'unité urbaine				
Moins de 20000 habitants	*Réf.*		*Réf.*	
Entre 20 000 et 200 000 habitants	- 0,06	$< 10^{-3}$	0,16	$< 10^{-3}$
Plus de 200 000 habitants	- 0,14	$< 10^{-3}$	0,27	$< 10^{-3}$
Île-de-France	0,05	$< 10^{-3}$	5,54	$< 10^{-3}$
ρ	- 0,02			

Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

Tableau B
Première méthode, basée sur l'estimation des salaires potentiels
Estimation de l'équation de salaire horaire, conditionnellement au fait de disposer d'un emploi au moment e l'enquête

	Équation d'emploi		Équation de salaire horaire	
	Coefficient	*P-value*	Coefficient	*P-value*
Constante	- 1,95	$< 10^{-3}$	- 6,09	$< 10^{-3}$
Femme	- 0,41	$< 10^{-3}$	- 10,64	$< 10^{-3}$
Couple	0,18	$< 10^{-3}$		
Marié	- 0,08	$< 10^{-3}$		
Âge	0,16	$< 10^{-3}$	2,13	$< 10^{-3}$
Âge^2	0,00	$< 10^{-3}$	- 0,02	$< 10^{-3}$
Plus haut diplôme obtenu				
Sans diplôme	*Réf.*		*Réf.*	
BEPC	0,27	$< 10^{-3}$	10,30	$< 10^{-3}$
CAP BEP	0,40	$< 10^{-3}$	8,63	$< 10^{-3}$
Baccalauréat	0,45	$< 10^{-3}$	17,44	$< 10^{-3}$
Baccalauréat + 2	0,54	$< 10^{-3}$	27,21	$< 10^{-3}$
Supérieur	0,01	$< 10^{-3}$	38,27	$< 10^{-3}$
Nombre d'enfants	- 0,13	$< 10^{-3}$		
Présence d'enfant(s) de moins de 3 ans	- 0,31	$< 10^{-3}$		
Tranche d'unité urbaine				
Moins de 20 000 habitants	*Réf.*		*Réf.*	
Entre 20 000 et 200 000 habitants	- 0,08	$< 10^{-3}$	0,78	$< 10^{-3}$
Plus de 200 000 habitants	- 0,13	$< 10^{-3}$	1,35	$< 10^{-3}$
Île-de-France	- 0,10	$< 10^{-3}$	8,56	$< 10^{-3}$
ρ	- 0,07			
Nombre d'observations	65 527			

Source : ERF 2001, *Insee-DGI, calculs des auteurs.*

GROUPES DE TRAITEMENT ET DE CONTRÔLE UNE MÉTHODE BASÉE SUR LA PROBABILITÉ DE TOUCHER LA PPE

La perception de la PPE résulte de l'interaction de deux variables : l'occupation d'un emploi et le niveau de salaire potentiel (selon qu'il permette ou non de prétendre à la PPE).

Modéliser la probabilité de toucher la PPE

Pour déterminer le groupe de traitement, on estime la probabilité de toucher la PPE conditionnellement au fait d'avoir exercé un emploi dans l'année. L'évaluation de cette probabilité doit tenir compte du fait que l'observation de la PPE est soumise à une double censure. Il y a en effet deux raisons distinctes pour lesquelles un individu peut ne pas toucher la PPE :

- soit il n'a pas travaillé dans l'année (ce que décrira l'équation d'emploi),

- soit il a travaillé mais n'est pas éligible à la PPE, en raison d'un salaire trop élevé ou trop faible, ou financière de son foyer fiscal (ce que décrira l'équation « de perception »).

Pour estimer la probabilité de toucher la PPE, nous utilisons une régression de type *Probit* avec sélection. Nous estimons donc les deux équations suivantes :

- une équation d'emploi (approché par la perception d'un salaire dans l'année) qui constitue l'équation de sélection et qui est modélisée de façon usuelle par une régression de type *Probit* :

$$Y_1 = 1_{Y_1^* > 0} \text{ et } Y_1^* = X_1'\beta_1 + u_1$$

- une équation de perception de la PPE, également écrite sous la forme d'une régression de type *Probit*.

$$Y_2 = 1_{Y_2^* > 0} \text{ et } Y_2^* = X_2'\beta_2 + u_2$$

Les résidus (u_1, u_2) suivent une loi normale bivariée :

$$\begin{pmatrix} u_1 \\ u_2 \end{pmatrix} \rightarrow N\left(\begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{pmatrix}\right)$$

où ρ désigne la corrélation entre les deux variables latentes Y_1^* et Y_2^*. Pour des raisons d'identification, les écarts-type des résidus u_1 et u_2 sont posés égaux à 1.

Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance à l'aide de la procédure *qlim* de SAS. La log-vraisemblance de l'échantillon découle de la spécification, elle dépend des paramètres β_1, β_2, et ρ, ainsi que de l'échantillon.

La PPE n'est observable que si l'individu est en emploi. L'équation d'observation est donc :

$$\begin{cases} Y_1 = 0 \\ ou \\ Y_1 = 1 \; et \; Y_2 = 1_{Y_2^* > 0} \end{cases}$$

Le modèle est estimé par maximum de vraisemblance. La log-vraisemblance s'écrit :

$$LV = \sum_{i/y_1=0} P(Y_1^* < 0) + \sum_{i/y_1=1 \, et \, y_2=0} P(Y_1^* > 0; Y_2^* < 0) + \sum_{i/y_1=1 \, et \, y_2=1} P(Y_1^* > 0; Y_2^* > 0)$$

Soit

$$LV(y_2;\beta_1,\beta_2,\rho) = \sum_{i/y_{i1}=0} \ln p_0(X_{i1}'\beta_1) + \sum_{i/y_{1i}=1, y_{2i}=0} \ln p_{10}(X_{i1}', X_{i2}', \beta_1, \beta_2) + \sum_{i/y_{2i}=1} \ln p_{11}(X_{i1}', X_{i2}', \beta_1, \beta_2)$$

où :

$$\begin{cases} p_0(X_1'\beta_1) = \Phi(-X_1'\beta_1) \\ p_{10}(X_1', X_2', \beta_1, \beta_2) = \Phi(-X_2'\beta_2) - \Phi_2(-X_1'\beta_1, -X_2'\beta_2; \rho) \\ p_{11}(X_{i1}', X_{i2}', \beta_1, \beta_2) = 1 - p_0(X_1'\beta_1) - p_{10}(X_1', X_2', \beta_1, \beta_2) \end{cases}$$

et Φ est la fonction de répartition d'une loi normale centrée réduite, et Φ_2 est la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite bivariée.

Les résultats des estimations

La probabilité de toucher la PPE diminue avec l'âge (cf. tableau A). Elle est plus élevée pour les femmes que pour les hommes, de même que pour les célibataires par rapport aux personnes mariées. Elle augmente également en présence d'enfants dans le foyer. Enfin, cette probabilité présente aussi un effet en cloche en fonction du niveau de diplôme : elle est croissante jusqu'au niveau du CAP-BEP, et décroît ensuite. Ce constat est cohérent avec les conditions d'attribution de la PPE puisqu'elle est versée aux personnes ayant des bas mais pas très bas salaires.

Groupes de traitement et de contrôle : la règle de décision

Les résultats des estimations permettent de calculer pour chacun la probabilité qui est la sienne de bénéficier de la PPE. Nous inférons de ces probabilités une partition de la population. Ainsi le groupe de traitement est constitué des individus dont la probabilité estimée de toucher la PPE est supérieure à 30 % et le groupe de contrôle des individus ayant une probabilité de toucher la PPE comprise entre 23 % et 30 %. Les individus dont la probabilité de toucher la PPE est inférieure à 23 % ne sont pas pris en compte dans l'estimation en doubles différences.

Les seuils de 23 % et 30 % ont été choisis afin de minimiser le risque d'attribution à tort de la PPE parmi les personnes en emploi en 2001 et de telle sorte que

les individus des groupes de contrôle et de traitement soient suffisamment proches en termes de probabilité de toucher la PPE. Par ailleurs, nous avons réalisé d'autres estimations avec des seuils différents, mais cela ne change pas les résultats de manière significative.

Tableau A
Seconde méthode, basée sur probabilité de toucher la PPE
Estimation de l'équation de perception de la PPE, conditionnellement au fait d'avoir occupé un emploi dans l'année

	Équation d'emploi		**Équation de perception de la PPE**	
	Coefficient	*P-value*	Coefficient	*P-value*
Constante	- 1,61	$< 10^{-3}$	2,72	$< 10^{-3}$
Femme	- 0,80	$< 10^{-3}$	0,30	$< 10^{-3}$
Couple	0,21	$< 10^{-3}$		
Marié	- 0,15	$< 10^{-3}$	- 0,16	$< 10^{-3}$
Âge	0,16	$< 10^{-3}$	- 0,10	$< 10^{-3}$
Âge^2	0,00	$< 10^{-3}$	0,00	$< 10^{-3}$
Plus haut diplôme obtenu				
Sans diplôme	*Réf.*		*Réf.*	
BEPC	0,36	$< 10^{-3}$	- 0,45	$< 10^{-3}$
CAP BEP	0,49	$< 10^{-3}$	- 0,38	$< 10^{-3}$
Baccalauréat	0,69	$< 10^{-3}$	- 0,69	$< 10^{-3}$
Baccalauréat + 2	0,94	$< 10^{-3}$	- 1,20	$< 10^{-3}$
Supérieur	0,91	$< 10^{-3}$	- 1,58	$< 10^{-3}$
Nombre d'enfants	- 0,15	$< 10^{-3}$	0,06	$< 10^{-3}$
Présence d'enfant(s) de moins de 3 ans	- 0,33	$< 10^{-3}$	-	
Tranche d'unité urbaine				
Moins de 20 000 habitants	*Réf.*		*Réf.*	
Entre 20 000 et 200 000 habitants	*- 0,06*	$< 10^{-3}$	*- 0,02*	0,11
Plus de 200 000 habitants	- 0,14	$< 10^{-3}$	- 0,07	$< 10^{-3}$
Île-de-France	0,05	$< 10^{-3}$	- 0,51	$< 10^{-3}$
ρ	- 0,03			
Nombre d'observations	65 527			

Source : ERF 2001*, Insee-DGI, calcul des auteurs.*