

D OCUMENT D'ÉTUDES

QUELS EFFETS ATTENDRE DU RSA SUR L'OFFRE DE TRAVAIL ET LES SALAIRES ?

UN BILAN DES TRAVAUX SUR L'*EITC* ET LE *WFTC*

Par
Fanny MIKOL
Véronique REMY

N° 153
Janvier 2010

**Les documents d'études sont des documents de travail ;
à ce titre, ils n'engagent que leurs auteurs
et ne représentent pas la position de la DARES.**

**Quels effets attendre du RSA sur l'offre de travail et les salaires
au vu des expériences étrangères ?**

Un bilan des travaux sur l'EITC et le WFTC

Fanny Mikol et Véronique Rémy*

Résumé

Les pays anglo-saxons expérimentent depuis plusieurs dizaines d'années déjà les mesures de crédit d'impôt avec un double objectif de redistribution et d'incitation à la reprise d'activité. Ainsi, l'*Earned Income Tax Credit (EITC)* aux États-Unis et le *Working Family Tax Credit (WFTC)* au Royaume-Uni ont été largement étudiés dans la littérature économique : outre leur impact redistributif, ces crédits d'impôts, relativement élevés, ont eu des effets sur la participation au marché du travail des populations éligibles. Un certain consensus existe sur l'effet positif des crédits d'impôts anglo-saxons sur la participation des mères isolées ; en revanche les résultats sont plus mitigés concernant l'activité du second conjoint d'un couple. Même si ces mesures visent à augmenter le revenu disponible des ménages, elles peuvent cependant selon certaines études réduire le salaire des travailleurs peu qualifiés, les employeurs bénéficiant en partie du crédit d'impôt via une baisse du salaire négocié. Les conclusions des études anglo-saxonnes peuvent être riches d'enseignement pour anticiper les conséquences de l'instauration en France de la composante « crédit d'impôt » du *Revenu de solidarité active (RSA-chapeau)* sur la participation, les salaires et les heures travaillées de ses futurs bénéficiaires.

Mots clés : politique de l'emploi, crédit d'impôt, offre de travail, salaires.

* Nous tenons à remercier Thomas Le Barbanchon, Benoît Heitz, Sylvie Le Minez et Béatrice Sédillot pour leurs remarques constructives et leurs suggestions lors de la rédaction de cet article. Nous restons seules responsables des erreurs éventuelles qui pourraient subsister dans l'article.

Introduction

Les mesures de crédit d'impôt¹ existent déjà depuis plusieurs dizaines d'années aux États-Unis, avec l'*Earned Income Tax Credit (EITC)*, et au Royaume-Uni, avec le *Working Families' Tax Credit (WFTC)* puis le *Working Tax Credit (WTC)* depuis 2003. Outre leur impact redistributif, ces crédits d'impôts, relativement généreux, ont également eu des effets sur la participation au marché du travail des populations qui en étaient éloignées. Sur ce sujet, la littérature économique est très riche.

En France, un tel mécanisme n'a vu le jour qu'en 2001 avec la Prime pour l'emploi (PPE). Le barème initial de la PPE visait à inciter les individus à reprendre un emploi à temps plein. D'importantes revalorisations de la PPE sont intervenues depuis 2001 : ces revalorisations ont été particulièrement importantes en 2006 et en 2007 avec les majorations pour les personnes reprenant un emploi à temps partiel ou sur une partie de l'année. Au total, entre 2001 et 2008, le montant de la prime a doublé pour les salariés au Smic à temps plein et quadruplé pour ceux au Smic à temps partiel. L'efficacité de la PPE reste encore incertaine, peu d'études ayant été menées sur ce dispositif. Les rares études ex post existant à ce sujet portent sur la PPE d'avant 2004². Elles concluent à un impact très faible voire non significatif de la PPE sur le taux d'emploi (COCHARD et JUNOD, 2008 ; STANCANELLI, 2007). STANCANELLI (2007) trouve un impact négatif et significatif sur l'emploi des femmes mariées et faiblement significatif et positif sur celui des femmes en couple non mariées. Néanmoins, ce dernier effet est à relativiser puisque l'effet sur les femmes célibataires s'avère non significatif.

Afin de lutter contre la pauvreté et de rendre le travail plus incitatif dès la première heure travaillée, un Revenu de Solidarité Active (RSA) versé aux personnes sans emploi ainsi qu'à l'ensemble des travailleurs ayant un faible revenu d'activité (les « travailleurs pauvres ») a été mis en place au 1^{er} juin 2009. Le RSA se substitue aux minima sociaux pour les personnes sans emploi (RMI et API) ; il décroît ensuite linéairement en fonction du salaire perçu (et donc aussi en fonction du nombre d'heures travaillées), pour s'éteindre à un certain seuil³ pour les travailleurs percevant un faible revenu (cf. encadré 1). Le RSA présente plusieurs différences importantes avec la PPE à laquelle il ne se substitue pas⁴. Contrairement à la PPE assise sur les revenus individuels, le RSA est un dispositif familialisé dépendant des revenus globaux du foyer et de la présence d'enfants. Le RSA est par ailleurs perçu par les travailleurs à temps très partiel et donc par les premiers déciles de la distribution des salaires alors que la PPE n'est perçue qu'au-delà d'un seuil minimum d'activité. En définitive, le RSA est un mécanisme plus proche des crédits d'impôt américain et britannique que de la PPE.

¹ Un crédit d'impôt correspond à une prestation liée à l'exercice d'un emploi et peut être versée sous forme d'une subvention ou d'une réduction de l'impôt versé.

² Voir la revue de littérature sur la PPE réalisée par STANCANELLI et STERDYNIAK (2004).

³ Pour un célibataire sans enfant, le seuil d'extinction est légèrement supérieur au Smic à temps plein.

⁴ Les personnes pour lesquelles la PPE est plus avantageuse que la composante du RSA liée à l'activité continueront à recevoir le surplus de PPE correspondant.

La revue de littérature présentée dans ce document rappelle les principaux résultats des études anglo-saxonnes menées sur les effets des crédits d'impôts sur l'offre de travail ainsi que les conclusions d'études concernant les heures travaillées et les salaires. Au-delà des différences de contexte institutionnel dans lesquels s'inscrivent ces dispositifs, les résultats de ces travaux peuvent être utilement mobilisés pour nourrir la réflexion sur les effets à attendre de la mise en œuvre du RSA sur le marché du travail, du moins de la composante crédit d'impôt de celui-ci. En effet, l'analyse menée ici ne prend pas en compte les effets éventuels du nouveau système de droits et de devoirs en matière d'accompagnement et de recherche d'emploi des bénéficiaires du RSA.

Encadré 1 : Forme du RSA, en comparaison avec les crédits d'impôts américain et britannique actuellement en vigueur (EITC, WTC)

Le RSA consiste à assurer, de manière pérenne, une **garantie de revenu** à son bénéficiaire. Pour les personnes sans emploi, cette garantie de revenu correspond à un revenu minimum dont le montant varie en fonction de la composition du foyer et du nombre d'enfants à charge (soit à l'ancien Revenu Minimum d'Insertion – RMI – ou à un équivalent de l'Allocation Parent Isolé – API – pour les familles monoparentales). Pour les personnes en emploi, cette garantie est complétée par une fraction des revenus professionnels des membres du foyer. Ainsi, le RSA est dégressif avec les salaires perçus par le foyer au taux de 38 %.

Le montant du RSA pour un foyer percevant un salaire de w est le suivant :

$$RSA = \text{revenu minimum} - 0,38 * w$$

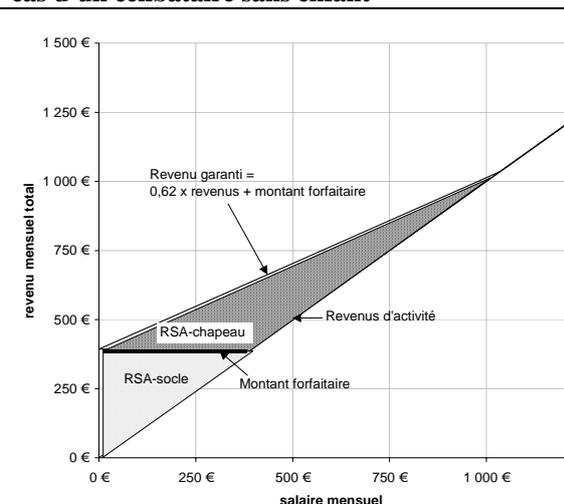
Le revenu garanti total du foyer s'écrit alors : $\text{revenu garanti} = RSA + w = \text{revenu minimum} + 0,62 * w$.

Le RSA peut donc être considéré comme la somme d'un revenu d'assistance (ou « RSA-socle », équivalent de l'ancien RMI, dégressif au taux de 100 % avec le salaire) et d'un complément lié à l'activité (ou « RSA-chapeau », correspondant au surplus de prestation par rapport au précédent RMI). Cette décomposition est illustrée sur le graphique 1. **La partie du RSA qui constitue une incitation à la reprise d'activité correspond donc en fait au RSA-chapeau (graphiques 2 à 6).**

Les illustrations par des cas-types permettent une première comparaison entre le nouveau dispositif français et les mesures américaines et britanniques (graphiques 2 à 4). La partie RSA-chapeau du RSA est perçue par les personnes en emploi dès le 1^{er} euro gagné, et donc ciblé sur les premiers déciles de revenus. En cela, il s'agit d'un dispositif très favorable au travail à temps partiel, et notamment aux très faibles durées de travail, comme l'EITC qui atteint son maximum aux alentours du mi-temps mais contrairement au *Working Tax Credit (WTC)* qui ne se déclenche qu'à partir de 16 heures de travail hebdomadaires (en deçà de ce seuil sont cependant versées le *Child Tax Credit – CTC* – pour les familles avec enfants, ainsi qu'une partie de l'*Income Support*).

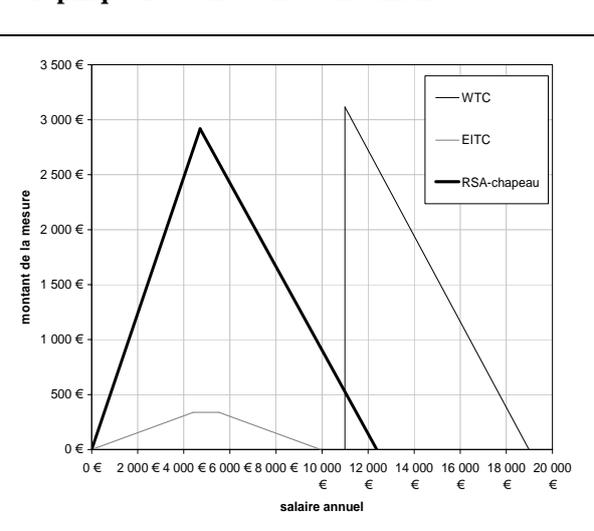
Pour les familles avec enfants, la générosité du RSA est comparable à celles du WTC (auquel s'ajoute le CTC) et de l'EITC, quoique davantage ciblée sur les plus bas déciles de revenus. À noter qu'à l'image du WTC qui entre dans le calcul des autres prestations, le RSA est réduit du montant des autres prestations perçues (allocations familiales notamment). Par ailleurs, alors que l'EITC et le WTC demeurent surtout des dispositifs favorables aux familles pauvres avec enfant, le RSA reste relativement généreux même pour les foyers sans enfant des premiers déciles (graphique 2).

Graphique 1 : Revenu garanti avec le RSA dans le cas d'un célibataire sans enfant



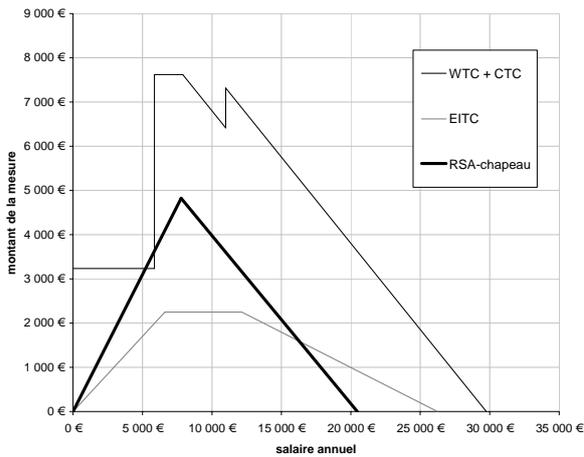
Sources : loi RSA et calculs Dares (France).

Graphique 2 : Célibataire sans enfant



Sources : Inland Revenue (Royaume-Uni) ; Internal Revenue Service (USA) ; loi RSA et calculs Dares (France).

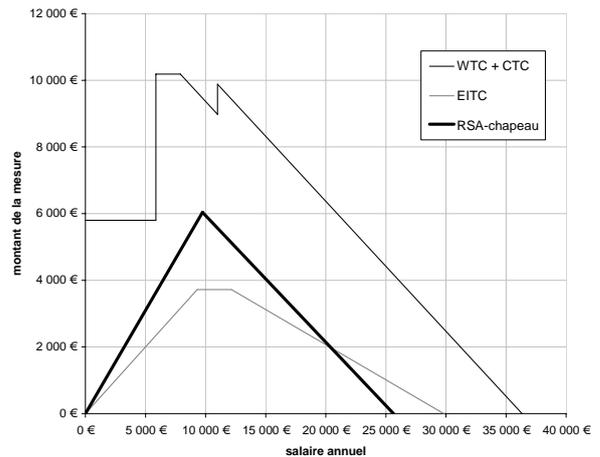
Graphique 3 : Célibataire avec 1 enfant



Sources : Inland Revenue (Royaume-Uni) ; Internal Revenue Service (USA) ; loi RSA et calculs Dares (France).

Notes : le WTC est ici représenté avec le CTC (versé également aux inactifs, et dégressif à partir du seuil d'extinction du WTC), qui est perçu par les familles avec enfants. L'ensemble de ces prestations familialisées offrent le même montant pour un couple que pour un parent isolé.

Graphique 4 : Célibataire avec 2 enfants

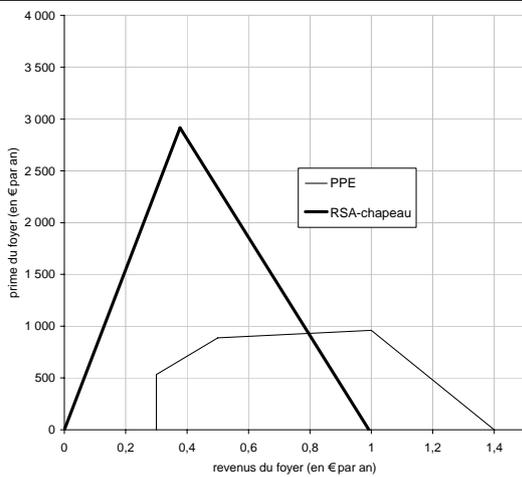


Sources : Inland Revenue (Royaume-Uni) ; Internal Revenue Service (USA) ; loi RSA et calculs Dares (France).

Notes : le WTC est ici représenté avec le CTC (versé également aux inactifs, et dégressif à partir du seuil d'extinction du WTC), qui est perçu par les familles avec enfants. L'ensemble de ces prestations familialisées offrent le même montant pour un couple que pour un parent isolé.

Les personnes pour lesquelles la PPE est plus avantageuse que le RSA-chapeau continueront à recevoir le surplus de PPE correspondant. Avec le barème de la PPE en vigueur en 2008, ce cas devrait notamment se présenter pour les célibataires sans enfant (graphique 5), ainsi que pour les couples bi-actifs, avec ou sans enfant (graphique 6). En effet, la PPE est aujourd'hui calculée selon un barème individualisé, et est donc très avantageuse pour les ménages dont les deux conjoints travaillent.

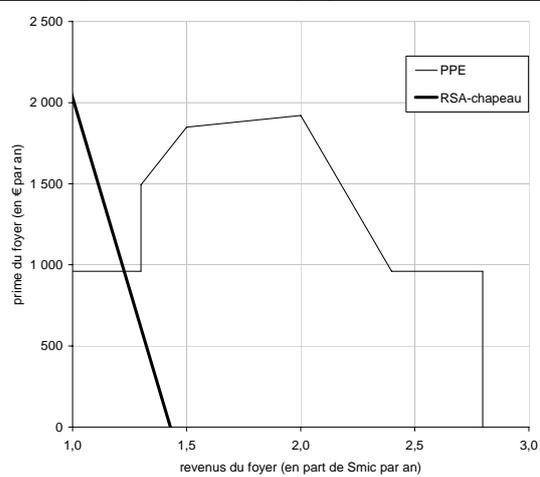
Graphique 5 : Célibataire sans enfant



Source : DGI, calculs Dares.

Note : PPE en vigueur en 2008 (au titre des revenus 2007).

Graphique 6 : Couple bi-actif sans enfant, avec un des conjoints au Smic temps plein



Source : DGI, calculs Dares.

Note : PPE en vigueur en 2008 (au titre des revenus 2007).

I/ Objectifs et caractéristiques des mesures de crédits d'impôt aux États-Unis et au Royaume-Uni

L'objectif initial des mesures de crédit d'impôt introduites aux USA en 1975 et au Royaume-Uni en 1971⁵ était de lutter contre la pauvreté infantile. Par la suite, l'*EITC* américain s'est donné pour but de rendre le travail plus attractif financièrement et d'encourager les individus percevant des revenus d'assistance à chercher un emploi. Le *WFTC* britannique mis en place en 1999, en remplacement du *Family Credit (FC)* qui existait depuis 1992, avait quant à lui comme double objectif d'inciter à la reprise d'un emploi et d'encourager les personnes faiblement rémunérées à progresser dans l'échelle des salaires. Il s'agissait de soutenir les revenus des familles actives avec enfants, auxquelles le *WFTC* était exclusivement destiné. En 2003, le *Working Tax Credit (WTC)* s'est substitué au *WFTC*. Le *WTC* est moins ciblé que le *WFTC* : il bénéficie également aux personnes sans enfant à condition que ces dernières exercent une activité de plus de 30 heures hebdomadaires⁶. Son montant reste néanmoins plus important pour les familles avec enfants : sur ce champ, le *WTC* reste très proche du *WFTC*, tant sur son barème que sur son montant total (i.e. lorsque l'on lui ajoute le *Children Tax Credit – CTC* – qui auparavant était intégré dans le *WFTC*). La mise en place du *WTC* étant relativement récente, la plupart des études existantes portent sur le *WFTC*. Dans la suite de cet article, nous ferons donc référence au *WTC* ou au *WFTC* selon l'ancienneté des sources.

Le point commun des mesures américaine et britannique est qu'il s'agit de crédits d'impôts remboursables et dépendant des revenus du foyer et de la configuration familiale. Plus précisément, l'éligibilité à l'*EITC* dépend des revenus fiscaux du foyer, du nombre d'enfants ainsi que du fait qu'au moins une des personnes du foyer travaille. Les crédits d'impôt américain et anglais diminuent en général lorsque la seconde personne du ménage trouve un emploi. Ces mesures sont plus avantageuses pour les familles ayant des enfants. Si le *WTC* est plus élevé que l'*EITC* pour les familles avec enfant, il entre en revanche dans le calcul d'autres prestations (*Housing Benefit, Income Support*) ce qui minore *in fine* son effet sur le revenu disponible.

Le *WTC* et l'*EITC* présentent des seuils d'éligibilité différents : dès la première heure travaillée pour l'*EITC* tandis qu'il faut travailler au moins 16 heures par semaine pour bénéficier du *WTC* (et au moins 30 heures pour les personnes seules). Le principe du *WTC* est en effet de créer des effets de seuils et des incitations à travailler au-delà de ce seuil. Pour les familles avec enfant, il est majoré au-delà de 30 heures de travail afin d'inciter à la reprise d'un emploi à temps complet. Il est également majoré en fonction du nombre et de l'âge des enfants (de moins de 19 ans) et des frais de garde d'enfants.

⁵ A l'origine le *Family Income Support (FIS)*, cf. DELARUE (2000).

⁶ Cette condition n'est pas nécessaire pour obtenir le *Child Tax Credit* (mesure complémentaire au *WFTC* puis au *WTC*). Cette dernière mesure est comme son nom l'indique destinée aux familles avec enfants.

Les formes de l'*EITC* et du *WTC* sont également différentes. En 2008, les familles éligibles reprenant un emploi de plus de 16 heures de travail hebdomadaires bénéficient directement du montant maximum du *WTC*, ce dernier décroissant au-delà d'un certain seuil de revenu (au taux de 39 %) tandis que pour l'*EITC*, il existe une phase d'entrée dans le dispositif. Plus précisément, pendant cette phase d'entrée, l'*EITC* augmente proportionnellement au revenu, puis arrive une phase de plateau où il est maximum et enfin une phase de sortie où il diminue pour s'annuler au seuil d'extinction. En 2008, le taux d'entrée est de 40 % pour les familles avec plus de deux enfants (et 34 % avec un enfant), et le taux de sortie de 16 % (respectivement 21 %).

En 2000, les bénéficiaires sont à 75 % des parents isolés pour l'*EITC* contre 51 % dans le cas du *WFTC*. Ces mesures sont relativement bien ciblées sur les travailleurs pauvres et concernent essentiellement les premiers déciles de revenus (DELARUE (2000), EISSA et HOYNES (2005))⁷. En 2001, elles représentent un coût de 33 milliards de dollars (35 milliards d'euros, 0,3 % du PIB) pour l'*EITC* et 5 milliards de livres (8 milliards d'euros, 0,6 % du PIB) pour le *WFTC*⁸. Ainsi, au cours de la décennie 1990, le budget affecté à chacun de ces programmes a été considérablement augmenté. Le succès de l'*EITC* se mesure également par le fait que les états sont de plus en plus nombreux à offrir des crédits d'impôts s'ajoutant à l'*EITC* (18 états), particulièrement depuis le ralentissement de l'activité économique du début des années 2000 (EISSA et HOYNES (2005)).

Les deux mesures présentent aujourd'hui le même mode de versement, puisqu'elles consistent en des crédits d'impôt remboursables versés annuellement. Cependant, avant 2005, le *WTC*, comme le *WFTC* était versé mensuellement directement par l'employeur *via* la fiche de paie. La gestion du dispositif induisait un coût important pour l'entreprise, en particulier pour le système comptable⁹. Avec ce mode de versement du *WFTC* puis du *WTC*, il existait un risque de collusion employeur-salarié pour atteindre les seuils d'heures (16 heures ou 30 heures) ou un risque que l'employeur verse plutôt des compléments de salaire en nature, pour ne pas réduire le crédit d'impôt. Il existait également un risque que l'employeur profite de la baisse du salaire de réserve liée au crédit d'impôt et s'approprie ainsi une partie de ce dernier, ce risque étant néanmoins atténué par la présence d'un salaire minimum. Enfin, les individus éligibles pouvaient ne pas demander le crédit d'impôt afin d'éviter d'être stigmatisés par la mesure (DELARUE, 2000).

⁷ Le ciblage sur le deuxième et troisième décile s'explique d'autant plus pour le *WFTC* qu'il ne s'applique qu'à partir de la 16^{ème} heure travaillée. Le premier décile est moins touché dans la mesure où il concentre davantage des individus hors de l'emploi.

⁸ L'année 2001 est retenue pour permettre de comparer les montants affectés aux différents dispositifs au moment de leur évaluation.

⁹ Une évaluation des impôts britanniques estime à environ 115 millions de livres (185 millions d'euros) par an les coûts administratifs relatifs au versement du *WTC* par l'employeur.

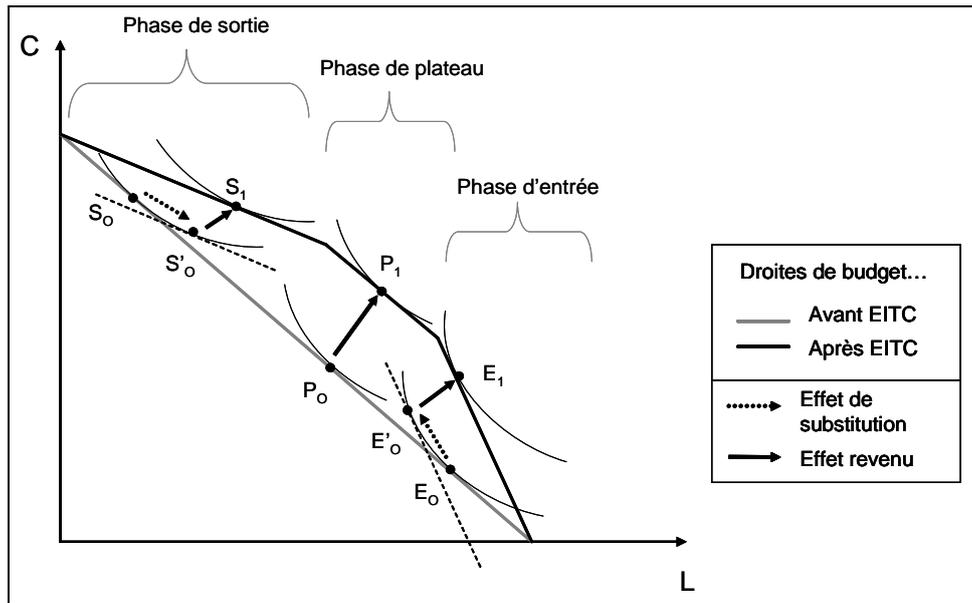
II/ Les effets théoriques attendus sur l'offre de travail

Dans cette section sont détaillés les effets d'un crédit d'impôt sur l'offre de travail des individus isolés ou en couple. Cette analyse reste partielle dans la mesure où pour évaluer les effets de cette mesure sur le taux d'emploi, il faut bien évidemment tenir compte de la demande de travail de la part des employeurs. En effet, même si le nombre d'actifs augmente, cela ne se traduit pas nécessairement à court terme par une hausse correspondante du nombre de postes offerts. Il peut subsister plus ou moins durablement un certain niveau de chômage frictionnel.

Les individus sont supposés choisir librement leur nombre d'heures travaillées compte tenu du salaire horaire fixé¹⁰. Le crédit d'impôt incite les parents isolés et les couples mono-actifs (individus en couple avec un conjoint inactif) à entrer sur le marché du travail puisqu'il accroît le revenu tiré de l'emploi et induit ainsi une hausse du taux de participation de ces publics. L'effet sur les heures travaillées des parents isolés et des couples mono-actifs déjà en emploi dépend de leur positionnement dans le dispositif. Deux effets doivent être pris en compte : un effet substitution et un effet revenu, illustrés par le graphique 7. Sur la phase d'entrée (uniquement dans le cas de l'*EITC*), l'*EITC* agit comme une subvention, il accroît le gain tiré d'une heure supplémentaire de travail, induisant ainsi une hausse du coût d'opportunité du loisir et une augmentation des heures travaillées, le salarié substituant alors du travail au loisir. L'effet revenu est le suivant : le crédit d'impôt entraîne une hausse du revenu total perçu par le ménage, qui induit une réduction des heures travaillées, le ménage percevant un revenu supérieur pour un même nombre d'heures travaillées. Ce dernier est ainsi incité à accroître sa consommation de loisir. Les deux effets jouent en sens inverse et l'effet global sur les heures travaillées est ambigu. Sur la phase de plateau, ne joue que l'effet revenu et l'individu est incité à diminuer son nombre d'heures travaillées. Enfin, sur la phase de sortie, chaque supplément de revenu perçu diminue le crédit d'impôt (la réduction est d'autant plus importante que certains salariés deviennent imposables), l'effet substitution et l'effet revenu vont dans le sens d'une réduction des heures travaillées. De plus, la phase de sortie modifie la contrainte de budget de telle sorte que certaines personnes qui étaient sorties de la mesure peuvent choisir de réduire leurs heures travaillées afin d'en bénéficier à nouveau (EISSA et HOYNES (2005)).

¹⁰On suppose ici que les individus sont en mesure de choisir librement leur temps de travail. Cette hypothèse est restrictive dans la mesure où dans la réalité, les salariés peuvent être contraints dans leurs choix par leur employeur.

Graphique 7 : L'arbitrage consommation-loisir dans le cas de l'EITC



Note de lecture : En abscisse et en ordonnée sont représentées respectivement les consommations de loisirs (L) et de biens (C). Les droites représentent les fonctions de budget (en gris, avant la mise en place de l'EITC ; en noir, après sa mise en place). À l'équilibre, un individu se situe à l'intersection entre sa droite de budget et sa courbe d'indifférence (courbes incurvées sur le graphique). Après l'introduction de l'EITC, la droite de budget est modifiée. Ainsi, sur la phase d'entrée, l'individu est dans un premier temps incité à augmenter son nombre d'heures travaillées en restant sur la même courbe d'indifférence mais en un point tangent à une droite de budget de même pente que la nouvelle droite de budget (effet de substitution : passage de E_0 à E'_0). Dans un deuxième temps, l'individu va rejoindre l'état correspondant à la nouvelle droite de budget, avec une courbe d'indifférence traduite vers le haut, ce qui tend cette fois à réduire son nombre d'heures travaillées (effet revenu : passage de E'_0 à E_1).

S'agissant de l'offre de travail des couples, les effets dépendent du salarié considéré. Si l'on suppose un modèle d'offre de travail familial séquentiel, l'effet du crédit d'impôt sur l'offre de travail du premier salarié est le même que celui observé pour un parent isolé ou un célibataire. En revanche, l'effet sur le second salarié dépend des revenus du premier salarié du couple, la mesure étant assise sur le revenu familial. Si le ménage se situe sur la phase de plateau ou de sortie de la mesure, la perception du crédit d'impôt incite à diminuer le nombre d'heures travaillées ainsi que la participation au marché du travail du second conjoint. En effet, si ce dernier salarié entre sur le marché du travail (ou accroît ses heures travaillées), chaque somme perçue réduit le crédit d'impôt. Le second salarié ne peut accroître le montant du crédit d'impôt que si le premier salarié se situe sur la phase d'entrée du dispositif (l'effet est alors positif sur l'offre de travail et ambigu sur les heures travaillées). Ce dernier cas n'est envisageable qu'avec l'EITC mais peu vraisemblable, compte tenu de la distribution des bénéficiaires dans le dispositif. À partir de l'étude des taux moyens d'imposition, EISSA et HOYNES (2005) constatent que les taux moyens sont plus élevés pour les femmes en couple avec ou sans enfants avec l'EITC qu'en l'absence de la mesure et, ce, quel que soit le type d'emploi repris (le mari est supposé avoir un emploi à temps plein), suggérant que ce type de crédit d'impôt est plutôt désincitatif à la bi-activité.

L'effet de la mesure sur l'offre de travail dépend ainsi du positionnement des bénéficiaires entre les différentes phases. Selon EISSA et HOYNES (2005), les trois quarts de la population bénéficiant de l'*EITC* sont situés dans les phases de plateau et de sortie de la mesure (respectivement 25 % et 50 % des bénéficiaires). Ainsi, les effets à attendre en termes d'heures travaillées sont a priori plutôt négatifs. Pour le *WFTC/WTC*, les effets attendus sont similaires dans la mesure où le dispositif ne comprend pas de phase d'entrée.

Ainsi, les effets de ce type de mesure sur la participation et les heures travaillées dépendent du positionnement des bénéficiaires sur le barème. Pour le RSA, le barème de la partie « incitation à la reprise d'activité » (c'est-à-dire le RSA-chapeau) étant progressif jusqu'au niveau de salaire égal au montant forfaitaire (correspondant à l'ancien RMI), puis dégressif jusqu'au point de sortie du dispositif (graphiques 2 à 4), sa forme est comparable à celle de l'*EITC*, hormis l'absence de phase de plateau. On peut donc s'attendre en théorie à un effet globalement positif sur la participation, ambigu sur les heures travaillées jusqu'au niveau du montant forfaitaire puis négatif jusqu'au seuil d'extinction. Il est ici important de distinguer l'effet de la mesure sur les heures travaillées des individus déjà en emploi de celui sur les heures travaillées des individus reprenant un emploi. En effet, au vu de la forme du barème, il est possible que les bénéficiaires reprennent un emploi à temps partiel ce qui tendra à faire diminuer le nombre moyen d'heures travaillées même si le comportement des individus déjà en emploi reste inchangé. L'impact sur la décision d'entrée du second conjoint sur le marché du travail devrait être *a priori* négatif, le barème actuel ne prévoyant pas de prise en compte spécifique de la bi-activité. Ce risque pesant sur l'activité du second conjoint est plus fort pour le RSA que pour la PPE dans la mesure où son barème est familialisé comme celui de l'*EITC* et du *WFTC/WTC*.

III/ Les principaux résultats des évaluations sur la participation au marché du travail

1) Présentation des méthodes d'estimations

Deux méthodes sont essentiellement utilisées : la méthode de double différence (ou méthode quasi expérimentale), qui étudie l'effet moyen de la mesure sur la population éligible et l'estimation de modèles structurels d'offre de travail, qui évaluent l'effet de la mesure au niveau individuel. Ces deux méthodes sont mobilisées pour étudier deux aspects de la mesure : son effet sur la marge extensive (la participation au marché du travail) et sur la marge intensive (les heures travaillées). Globalement, les travaux montrent que l'effet de la réforme est plus fort sur la marge extensive que sur la marge intensive.

Le principe de la méthode de différence de différences est le suivant. On cherche à mesurer l'effet de réforme sur une variable d'intérêt pour les individus éligibles (taux d'emploi, heures travaillées,

revenus, ...). La difficulté est qu'il n'est pas possible de déterminer, par exemple, le taux d'emploi qu'auraient connu ces mêmes individus en l'absence de réforme. Pour l'évaluer, on utilise un groupe de contrôle le plus proche possible du groupe éligible mais non affecté par la réforme et on suppose implicitement que l'évolution moyenne du taux d'emploi de ce groupe correspond au taux d'emploi qu'aurait eu le groupe éligible en l'absence de la réforme. Pour évaluer l'effet de la mesure, on compare donc l'évolution du taux d'emploi du groupe éligible à la réforme (groupe de traitement) et d'un groupe non éligible (groupe de contrôle). L'écart d'évolution des taux d'emploi entre groupes de traitement et de contrôle est alors attribué à l'effet du dispositif.

Selon les études, la réforme analysée peut être l'introduction d'un nouveau dispositif, la modification d'un barème variant selon les configurations familiales ou l'élargissement du public éligible. L'hypothèse selon laquelle le taux d'emploi du groupe de contrôle correspond au taux d'emploi qu'aurait connu le groupe éligible en l'absence de la réforme peut sembler forte. En effet, cela suppose que les taux d'emploi des deux groupes sont affectés de la même façon par les autres événements intervenus en même temps que la réforme (conjoncture, autres réformes,). Le choix du groupe de contrôle est donc une étape très importante pour bien évaluer la mesure. Un bon groupe de contrôle doit être proche du groupe de traitement dans toutes les dimensions autres que celle de l'éligibilité à la mesure. Selon EISSA et HOYNES (2005), la méthode de double différence est adaptée pour évaluer les différences de participation au marché du travail induites par la mesure, mais moins adaptée pour mesurer l'effet sur les heures travaillées.

Les modèles structurels d'offre de travail estiment quant à eux une équation d'offre de travail. Les effets de la mesure sur les comportements d'offre de travail sont ensuite simulés. L'offre de travail dépend du revenu tiré du travail, des autres sources de revenus ainsi que des caractéristiques individuelles (sexe, âge, diplôme, expérience...). Une fois les déterminants des comportements individuels identifiés, il est possible de simuler les effets de la mesure sur les gains associés à l'emploi et à l'inactivité et ainsi sur les comportements adoptés par les différentes catégories d'individus tant en terme de décision de participer ou non au marché du travail que du nombre d'heures travaillées. Néanmoins, se pose la question de l'estimation du niveau de salaire que peut attendre une personne qui n'est pas sur le marché du travail. En effet, pour mesurer les gains à la reprise d'emploi, il est nécessaire d'estimer des salaires potentiels pour les inactifs, ces gains étant intégrés dans leur fonction d'utilité pour évaluer s'ils y ont intérêt ou non. Ce salaire est alors estimé à l'aide d'une équation de salaire tenant compte des caractéristiques individuelles¹¹. Il peut néanmoins exister un biais de sélection lié au fait que les individus qui ne sont pas en emploi ont des caractéristiques non

¹¹ On peut également être amené à estimer un salaire potentiel dans le cadre de modèles de double différence lorsque l'on s'intéresse aux effets du crédit d'impôt sur les salaires ou les heures travaillées.

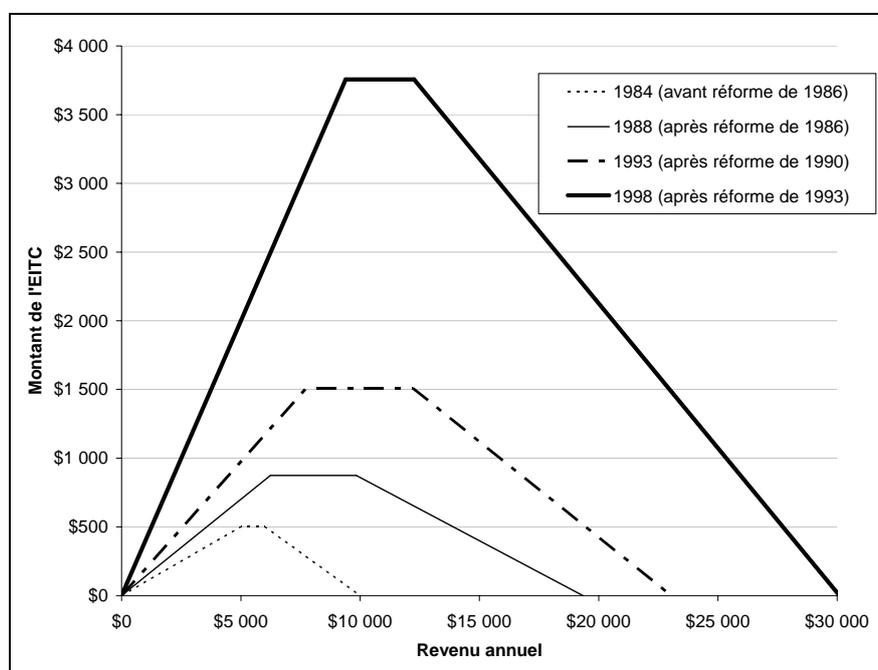
observables particulières susceptibles de réduire le salaire auquel ils peuvent prétendre (GURGAND et MARGOLIS, 2001).

2) L'EITC et le WFTC : un long chemin de réformes

Avant de détailler les résultats des travaux menés sur les deux crédits d'impôts, il est utile de revenir sur les différentes réformes dont ces travaux cherchent à évaluer les effets.

Depuis sa création, l'EITC a connu trois grandes réformes : la première, en 1986, a rendu le dispositif plus généreux sur sa phase d'entrée (la progressivité y étant augmentée) et a accru le montant maximum du crédit. La deuxième, en 1990, a consisté en une différenciation du barème selon le nombre d'enfants (le crédit d'impôt devenant plus conséquent pour les familles de deux enfants ou plus). En 1993, le gouvernement américain a engagé la réforme la plus ambitieuse : la mesure a été quasiment doublée (graphique 8). Le taux de progressivité sur la phase d'entrée est passé de 19,5 à 40 % pour les familles avec deux enfants ou plus (de 18,5 à 34 % pour les familles ayant un seul enfant à charge) et le montant maximum a été revalorisé, passant de 1 511 à 3 556 dollars par an (1 434 à 2 152 dollars par an). Le taux de dégressivité sur la phase de sortie s'est accru de 14 à 21 % (13 à 16 %). La réforme a été plus favorable aux familles de deux enfants ou plus.

Graphique 8 : Évolution du barème de l'EITC pour un foyer ayant deux enfants ou plus



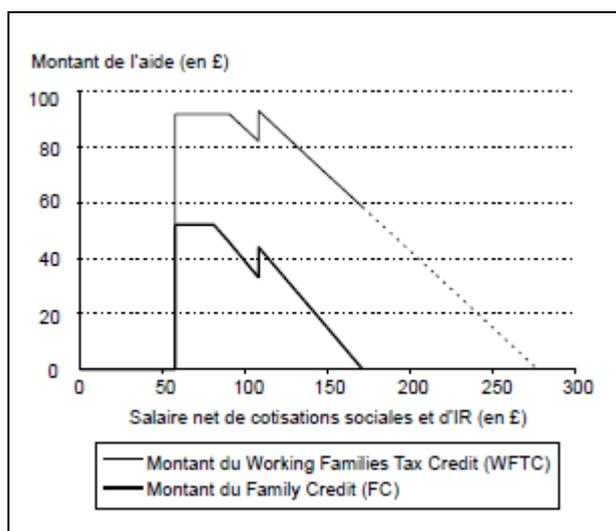
Source : US Internal Revenue Service

Les réformes de l'*EITC* se sont accompagnées de réformes visant plutôt à encourager la participation au marché du travail : l'extension puis la suppression de l'*Aid for Families with Dependant Children* (aide permanente versée aux mères isolées), remplacée par le *Temporary Aid for Needy Families* en 1996 (activité minimale pour en bénéficier et aide limitée dans le temps), l'élargissement des programmes de sécurité sociale dans les années 90 (*Medicaid, Children's Health Insurance Program*) et enfin, à partir de 1996, la réduction de certains pans de l'aide à la pauvreté, dont les *Food Stamps* (tickets d'alimentation), et le resserrement des critères d'éligibilité au programme *Supplementary Security Income* (aide pour les personnes âgées ou handicapées).

Le *WFTC*, largement évalué dans les études britanniques, est plus élevé que le *Family Credit* qu'il remplace en 1999 (graphique 9) et est, contrairement à ce dernier, directement versé avec le salaire. Il s'est intégré dans le cadre du *New Deal*, mis en place en 1997, consistant à favoriser le retour à l'emploi des personnes sans emploi *via*, entre autres, un développement des politiques de formation et d'insertion professionnelle (DELARUE, 2000). Le *WFTC* a ainsi été introduit en même temps que d'autres mesures allant plutôt dans le sens d'une réduction de l'offre de travail. Entre 1998 et 2003, le gouvernement a relevé certaines prestations accordées aux familles avec enfants, dont l'allocation versée au titre du premier enfant et l'allocation mensuelle de maternité. Il a également plus que doublé la déduction fiscale accordée aux familles d'au moins un enfant et a relevé le revenu minimum pour les familles avec un enfant de moins de 11 ans. Enfin, des changements sont intervenus dans le système de transferts et de taxes : réduction d'impôt pour les personnes faiblement imposées et élargissement du public éligible au *WFTC*. Un salaire minimum national a été institué au même moment que le *WFTC*. Selon DELARUE (2000), cela a permis d'éviter que les employeurs ne répercutent les coûts liés au versement du *WFTC* sur les salaires. Le niveau du salaire minimum instauré en 1999 était cependant encore relativement faible¹².

¹² Le salaire minimum britannique a été fortement revalorisé ces dernières années, pour atteindre en 2007 un niveau proche de ceux des autres pays d'Europe (BOISSINOT (2007)).

Graphique 9 : Montant du WFTC (en livres) en fonction du revenu net d'activité



Source : Delarue (2000)

3) Les effets des mesures sur les parents isolés

Les principaux résultats des études empiriques mesurant l'effet des différentes réformes de l'EITC sur le taux d'emploi des mères isolées sont résumés dans le tableau 1. Ils mettent en évidence une hausse du taux d'emploi des parents isolés suite aux différentes réformes. EISSA et LIEBMAN (1996) se sont intéressés à la réforme de 1986 et constatent que le taux d'activité des femmes célibataires avec enfants a augmenté de 2,4 % après l'introduction de la réforme tandis que celui des femmes célibataires sans enfants ne s'est pas modifié (comparaison des taux de participation moyens entre 1984-1986 et 1988-1990). Néanmoins, ces dernières avaient déjà un taux de participation élevé (95,2 % initialement contre 72,9 % pour les premières) ce peut conduire à surestimer l'effet de la mesure puisque la marge d'augmentation du taux d'activité est plus faible pour les femmes célibataires sans enfant même si la conjoncture s'améliore (BLUNDELL et WALKER (2002)). Toutefois, la conclusion reste la même lorsque les auteurs se restreignent au segment des femmes peu qualifiées qui ont un taux d'activité plus faible.

Tableau 1 : résultats des études sur les effets de l'EITC sur l'activité des mères isolées

ETUDE	PERIODE	CHAMP	RESULTAT
EISSA et LIEBMAN (1996)	Réforme de 1986	mères isolées	<i>Double différence :</i> Effet sur le taux d'emploi de +2,4 points
MEYER et ROSENBAUM (1999, 2000, 2001)	1984-1996	mères isolées	<i>Double différence :</i> Effet positif sur le taux d'emploi
LOONEY (2005)	1993-1999	mères isolées	<i>Double différence :</i> L'EITC explique 22 % de la hausse du taux d'emploi
ROTHSTEIN (2005)	Réforme de 1993	mères isolées	<i>Double différence, selon le salaire :</i> Effet positif, mais décroissant avec le salaire. EITC explique 26 % de la hausse du taux d'emploi entre 1992 et 1995.

MEYER et ROSENBAUM (1999, 2000, 2001) étudient plusieurs réformes successives de l'EITC et aboutissent au même résultat, quel que soit le groupe de contrôle retenu (femmes sans enfant, mères mariées.). Les différentes réformes auraient en effet conduit à une augmentation relative du taux d'emploi des mères isolées de 7,3 points par rapport aux célibataires, cet effet étant principalement concentré sur la période après 1990. Pour isoler l'impact de l'EITC, les auteurs ont ensuite estimé un modèle structurel, tenant compte des autres réformes survenues entre 1984 et 1996. L'EITC expliquerait ainsi 60 % de l'augmentation du taux d'emploi des mères isolées sur la sous-période 1986-1996 (+8,5 points de pourcentage) et 35 % sur la période 1992-1996.

Selon LOONEY (2005), l'EITC aurait contribué à 22 % de la hausse de l'emploi des mères isolées entre 1993 et 1999 et à 23 % de la baisse du nombre de prises en charge dans le domaine social. Cette étude comme la précédente tient compte d'un grand nombre de programmes sociaux mis en œuvre ou étendus en même temps que les différentes réformes de l'EITC. Pour identifier l'effet de ces dernières, contrairement à MEYER et ROSENBAUM, l'auteur n'a pas construit de modèle structurel mais a identifié plusieurs groupes de traitement et de contrôle selon différents critères : le moment auquel le programme intervient, le fait que les changements de barème affectent différemment les familles selon leur nombre d'enfants, ou encore la discontinuité des règles d'éligibilité, basées sur l'âge des enfants pour certains programmes. ROTHSTEIN (2005) a étudié la réforme de 1993 en différenciant ses conséquences selon le niveau de salaire. Il constate que l'effet relatif de la réforme sur le taux d'emploi des mères célibataires (avec un ou deux enfants et plus) par rapport aux femmes célibataires sans enfant diminue avec le niveau de salaire. 26 % de cette hausse du taux d'emploi de 4,1 points serait attribuable à l'EITC.

Comme pour l'EITC, un certain nombre d'études récentes ont utilisé la méthode de double différence pour évaluer l'impact de la mise en place du WFTC et concluent à un effet positif de ce dernier sur le

taux d'emploi des mères isolées (voir tableau 2). Selon BLUNDELL, BREWER et SHEPHARD (2005) qui comparent les mères isolées avec les femmes sans enfants, l'introduction du *WFTC* aurait entraîné une hausse de 3,6 points du taux d'emploi des mères isolées. Ces derniers soulignent que la hausse du taux d'emploi des mères isolées avec plusieurs enfants à charge ou avec un très jeune enfant serait plus importante puisqu'elles bénéficient d'un crédit d'impôt plus élevé¹³. Les auteurs estiment également un impact global positif de la mesure sur l'emploi de 25 000 à 60 000 emplois, mais relativisent ces résultats en soulignant que la méthode utilisée ne permet pas de distinguer l'effet propre du *WFTC* des autres modifications concomitantes de taxes et d'allocations. En particulier, les mesures du type revalorisation du revenu minimum, susceptibles de réduire les incitations des parents isolés à la reprise d'emploi, ont pu amener à sous-estimer les effets du *WFTC* sur cette catégorie de bénéficiaires. En estimant des modèles structurels, PAULL, WALKER et ZHU (2000) et PRESTON et WALKER (1999) concluent que le taux d'activité des mères isolées s'est accru de plus de 3 points suite à la mise en place du *WFTC*.

Tableau 2 : les évaluations du *WFTC* sur l'activité des parents isolés

ETUDE	PERIODE	CHAMP	RESULTAT
BLUNDELL, BREWER et SHEPHARD (2005)	Réforme de 1999	parents isolés	<i>Double différence</i> Effet positif sur le taux d'emploi : +3,6 points Effet global +25 000 à +60 000 emplois
FRANCESCONI et VAN DER KLAUW (2004)	1991-2001	mères isolées	<i>Double différence</i> Effet positif sur le taux d'emploi : +7 points Effet positif sur le taux de maintien dans l'emploi
GREGG et HARKNESS (2003)	1992-2002	mères isolées	<i>Double différence</i> Effet positif sur le taux d'emploi : +5 points
PAULL et alii (2000), PRESTON et WALKER (1999)	Réforme de 1999	mères isolées	<i>Modèle structurel</i> Effet positif sur le taux d'emploi : + 3,1 points

D'autres études aboutissent à la même conclusion mais avec des ordres de grandeur plus élevés sur les taux de participation des mères isolées en utilisant toujours comme groupe de contrôle les femmes sans enfant : +7 points pour FRANCESCONI et VAN DER KLAUW (2004), +5 points pour GREGG et HARKNESS (2003), dont la plus grande part provient de reprises d'emploi de plus de 30 heures. Ces différences sont notamment liées au fait que ces deux études étudient une période plus longue qui comprend, outre l'introduction du *WFTC*, les revalorisations du *FC* intervenues en 1992 (abaissement du seuil d'entrée à 16 heures hebdomadaires travaillées) et 1995 (introduction d'une prime pour les reprises d'emploi de plus de 30 heures hebdomadaires). Par ailleurs, FRANCESCONI et VAN DER KLAUW (2004) se restreignent aux emplois de plus de 16 heures (c'est-à-dire uniquement ceux ouvrant

¹³ La relative générosité du *WFTC* pour ces femmes ayant de jeunes enfants et/ou plusieurs enfants est en effet suffisante pour compenser la traditionnelle moindre participation de ces femmes au marché du travail (provenant notamment des plus grandes difficultés en termes de modes de garde). Plusieurs études ont en effet mis en évidence que l'élasticité de l'offre de travail des mères par rapport aux incitations financières à l'emploi était d'autant plus faible que les enfants étaient jeunes et/ou nombreux (Brewer *et al* (2003), Laroque et Salanié (2000)).

droit au *WFTC*), ce qui explique un effet sur le taux d'emploi légèrement plus élevé que celui de GREGG et HARKNESS (2003).

FRANCESCONI et VAN DER KLAU (2004) constatent également que le taux de maintien dans l'emploi (c'est-à-dire la probabilité d'être toujours en emploi un an après la reprise d'un emploi) a augmenté d'environ 7 points entre 1991 et 2001. Ils mettent enfin en évidence un effet d'anticipation lié à la mesure : un certain nombre d'individus, anticipant dès 1998 une plus grande générosité du gouvernement en cas de reprise d'une activité avec la mise en place du *WFTC*, sont entrés sur le marché du travail avant que la mesure ne soit effective. Ainsi, l'effet d'anticipation aurait contribué à +4 points de la hausse du taux d'emploi des mères isolées.

Les différentes études menées sur l'*EITC* et le *WFTC* mettent donc en évidence un effet positif des mesures sur le taux d'emploi des parents isolés.

4) Conséquences des mesures sur l'emploi des couples bi-actifs

Ces mesures ont en revanche eu un effet plutôt défavorable sur l'activité des femmes mariées ayant un conjoint qui travaille, comme le montrent un certain nombre d'études (tableaux 3 et 4). En effet, si l'activité de la seconde personne du couple fait entrer le ménage dans la phase de sortie de la mesure, cette dernière peut être incitée à quitter son emploi pour augmenter le montant des allocations perçues.

Tableau 3 : résultats des études mesurant les effets de l'*EITC* sur l'activité des couples

ETUDE	PERIODE	CHAMP	RESULTAT
EISSA et HOYNES (1998, 2004)	1984-1996	mères mariées	<i>Double différence pour la réforme de 1993:</i> Effet sur le taux d'emploi des mères : -1,4 pts (dont -5 points pour les mères avec au moins 2 enfants)
		mères et pères en couple	<i>Modèle structurel pour 1984-1996:</i> Effet sur le taux d'emploi : -1 pt pour les femmes ¹⁴ <i>dont</i> : -2 points sur le "phase-out" Effet faible positif pour les hommes Effet global négatif
HOTZ, MULLIN et SCHOLZ (2005)	Réforme de 1993	couples avec 2 enfants	<i>Différence de différences :</i> Effet positif sur le taux d'emploi : +3,2 pts par rapport aux couples avec 1 seul enfant

EISSA et HOYNES (1998, 2004) utilisent la méthode de double différence et constatent que la réforme de l'*EITC* de 1993 a induit une baisse du taux d'emploi des mères mariées de 1,4 point (de 5 points pour les mères avec 2 enfants ou plus) par rapport aux femmes sans enfant. Elles parviennent à la même conclusion en utilisant un modèle structurel simulé sur l'ensemble de la période (c'est-à-dire sur l'ensemble des trois réformes de l'*EITC*). Néanmoins, l'effet observé est plus faible qu'avec le modèle de double différence. La réduction du taux d'emploi est particulièrement marquée pour

¹⁴ Principalement des mères, l'*EITC* n'étant ouvert aux familles sans enfant que depuis 1994.

certaines catégories : le taux d'emploi des femmes en couple dont les revenus sont tels qu'elles se situent sur la partie décroissante du crédit d'impôt a baissé de plus de 2 points et leur nombre annuel d'heures de travail de 20 %. Deux éléments peuvent expliquer cette baisse : le revenu du second conjoint peut faire entrer dans la phase de sortie du barème (l'*EITC* étant dépendant du revenu du ménage), phase où les taux marginaux d'imposition sont élevés ; par le biais de l'effet revenu, l'*EITC* peut aussi réduire l'offre de travail des femmes ayant un conjoint occupant un emploi.

HOTZ, MULLIN et SCHOLZ (2005) comparent, quant à eux, les familles selon leur nombre d'enfants et concluent que le taux d'emploi des familles ayant plus de deux enfants a davantage augmenté que celui des familles ne comptant qu'un enfant¹⁵. Ils cherchent ainsi à mesurer l'impact de l'extension de l'*EITC* de 1993, plus favorable aux familles de deux enfants ou plus. Ils concluent que l'avantage de l'*EITC* en faveur des familles avec au moins deux enfants expliquerait les deux tiers du différentiel d'évolution des taux d'emploi entre 1993 et 1998 des deux types de familles (les taux d'emploi ayant évolué respectivement de 23 et 28 points de pourcentage pour les familles avec un seul enfant et pour celles de deux enfants ou plus). L'élasticité de l'offre de travail ainsi déduite est de l'ordre de 1,3, et se situe plutôt dans la fourchette haute des estimations existantes. Dans leur revue de la littérature, HOTZ et SCHOLZ (2003) déduisent des élasticités de l'offre de travail au revenu net à partir de différentes études : une élasticité pour les femmes isolées de 1,16 pour EISSA et LIEBMAN (1996), de 0,7 pour MEYER et ROSENBAUM (2001) ; pour les couples, de 0,03 pour les maris et de 0,29 pour les femmes (EISSA et HOYNES (1996)). Selon CAHUC et ZYLBERBERG (2001), l'élasticité de l'offre de travail des femmes mariées serait comprise entre 0,1 à 0,65 (fourchette établie à partir des études américaines et anglaises).

Les travaux sur le *WFTC* mettent en évidence un effet globalement positif de la mesure sur l'emploi, notamment pour les mères isolées mais un effet le plus souvent négatif sur l'activité du second conjoint. LEIGH (2005) conclut à un effet positif de l'ordre de +1 point du *WFTC* sur le taux d'emploi global. En isolant différentes « paires » de groupes dans la méthode de double différence (chaque paire associant un groupe de traitement à un groupe de contrôle), LEIGH observe des effets positifs sur la participation, quel que soit le groupe considéré (femmes seules, en couple, hommes seuls,). Le résultat selon lequel le taux d'emploi des femmes en couple est accru par le dispositif peut paraître surprenant, car en contradiction avec la théorie comme avec les résultats obtenus par l'*EITC*. En fait, LEIGH estime que la générosité du *WFTC* (et notamment la baisse de la dégressivité) aurait suffi à compenser son effet revenu négatif sur les femmes dont le conjoint travaille déjà.

¹⁵ Le taux d'emploi est défini dans cette étude de la manière suivante : si un membre de la famille au moins a un emploi, le taux d'emploi est égal à 1.

Comme dans le cas de l'*EITC*, les précédentes études utilisant la méthode de double différence se heurtent au problème de l'identification de l'impact du *WFTC* par rapport aux autres mesures introduites ou modifiées à la même période. Les méthodes structurelles ont donc également été appliquées au Royaume-Uni pour isoler l'effet du *WFTC*. Le tableau 4 ci-dessous donne les ordres de grandeurs de plusieurs modèles structurels évaluant l'évolution des taux de participation des individus en fonction de leur situation familiale.

Tableau 4 : les évaluations du *WFTC* sur l'activité des différentes catégories de bénéficiaires

ETUDE	Effet sur le taux de participation					Effet global sur l'emploi
	mères isolées (en pts)	femmes mariées		hommes mariés		
		conjoint chômeur (en pts)	conjoint en emploi (en pts)	conjointe inactive (en pts)	conjointe en emploi (en pts)	
<i>Modèles structurels</i>						
BLUNDELL, DUNCAN, MAC CRAE et MEGHIR (2000)*	+2,2	+1,3	-0,6	+0,4	-0,3	+27 500
GREGG, JOHNSON et REED (1999)*	+1,9	+1,8	-0,8	+0,5	+0,05	+33 000
BREWER, DUNCAN, SHEPHARD et SUAREZ (2006)	+5,1	-0,6		+0,8		<i>WFTC</i> seul : +81 000 (+22 000 en tenant compte des autres réformes)
<i>Modèles de double différence</i>						
LEIGH (2005)	Ensemble Effet global positif sur la participation : +1 pt ... dont effet positif pour les mères isolées et celles en couple					

Note de lecture : le taux de participation des mères isolées a augmenté de 2,2 points de pourcentage suite à l'introduction du *WFTC*. Celui des femmes mariées dont le conjoint est en emploi a diminué de 0,6 point de pourcentage.

* cités dans Blundell (2001).

BLUNDELL, DUNCAN, MAC CRAE et MEGHIR (2000) estiment des modèles structurels, tenant compte des coûts fixes liés à l'emploi et à la garde d'enfant, chaque coût dépendant du type d'emploi recherché. Plus précisément, il s'agit de modèles de choix discret d'heures travaillées, estimés sur les familles avec enfants, qui différencient la situation des parents isolés ou en couple. Comme fréquemment dans ce type de modèle, les agents ont des préférences flexibles entre les heures et le revenu, qui dépendent de variables observables et inobservables. Pour les couples, le choix des heures est possible pour l'homme comme pour la femme (l'homme n'a cependant le choix qu'entre inactivité et temps complet). Un des résultats de cette étude est que l'introduction du *WFTC* aurait entraîné une baisse du taux de participation des femmes mariées avec un conjoint en emploi (-0,6 point). La modélisation utilisée est proche de celle de GREGG, JOHNSON et REED (1999) ; en revanche, les seconds ne modélisent pas la sortie de l'emploi et considèrent cette dernière comme invariante avant et

après l'introduction de la mesure. Or, certains hommes peuvent en fait décider de se retirer du marché du travail suite à l'introduction du *WFTC* : c'est notamment ce qui explique la différence de résultats quant à la participation des hommes mariés avec conjointe en emploi entre cette étude et celle de BLUNDELL *et al.* (2000). Les ordres de grandeurs de ces deux études restent cependant très proches non seulement pour les mères isolées mais aussi en ce qui concerne l'effet global du *WFTC* sur l'emploi (Tableau 4).

Les différentes études citées précédemment ont évalué l'effet du *WFTC* tel qu'il était annoncé dans le budget 1998 et non tel qu'il a été effectivement mis en œuvre en 1999 incluant des augmentations de crédits d'impôt liés aux enfants à charge. De ce fait, leurs évaluations sont de moindre ampleur que celles des récents travaux de BREWER, DUNCAN, SHEPHARD et SUAREZ (2006), qui évaluent le *WFTC* tel qu'il a effectivement été introduit et tiennent compte des revalorisations intervenues par la suite jusqu'en 2002. Les auteurs obtiennent ainsi un effet global sur l'emploi de +81 000. Lorsqu'ils prennent en compte les mesures mises en œuvre au même moment que le *WFTC*, ils trouvent un effet plus faible (+22 000 emplois), ces autres réformes ayant plutôt contribué à faire diminuer le taux de participation des couples avec enfants. En outre, ils tiennent compte du fait que la participation à un programme peut avoir un coût pour l'individu, le conduisant à ne pas réclamer l'aide et minorant ainsi les effets de ce programme. Selon BREWER *et al.* (2006), ce coût de participation au *WFTC* aurait été plus faible à la fin de la période pour les mères seules que celui associé à la mesure antérieure, le *FC*.

III/ Les conclusions des évaluations sur les heures travaillées et les salaires

À notre connaissance, peu d'études existent sur l'impact des mesures du type crédit d'impôt sur les heures travaillées. Globalement, elles concluent à des effets faiblement négatifs sur les heures travaillées par les femmes mariées, le crédit d'impôt jouant davantage sur la marge extensive (la participation) que sur la marge intensive (les heures travaillées). EISSA et LIEBMAN (1996) observent un effet positif peu significatif sur les mères célibataires et nul sur les mères peu qualifiées à l'aide d'un modèle de double différence. Pour MEYER et ROSENBAUM (2001) qui utilisent un modèle structurel, l'effet de l'*EITC* sur les heures travaillées des individus en emploi est non significatif tandis que pour SCHOLZ (1996), l'effet aurait été faiblement négatif. Au Royaume-Uni, GREGG et HARKNESS (2003) estiment par double différence que le *WFTC* n'aurait pas eu d'effet significatif sur les individus en emploi à l'exception de ceux en dessous du seuil d'éligibilité (moins de 16 heures par semaine), qui auraient augmenté leur temps de travail pour bénéficier de la mesure.

EISSA et HOYNES (2005) estiment que cet effet négatif sur les heures travaillées est plus faible que celui que l'on pouvait attendre de la théorie et avancent plusieurs explications. D'une part, le modèle économique théorique n'est pas toujours vérifié : il ne faut pas oublier que les salariés ne sont pas en

mesure de choisir librement leurs heures travaillées. EISSA et HOYNES constatent que les heures annuelles travaillées sont concentrées autour du plein-temps. Certaines mères travaillent à temps partiel (principalement une partie de l'année) mais la majorité des mères célibataires travaillent à temps plein. D'autre part, un certain nombre de biais de mesure peuvent affecter les résultats trouvés en matière d'impact des crédits d'impôt sur les heures travaillées. Tout d'abord, selon un résultat standard de la littérature sur l'offre de travail, l'élasticité de l'offre de travail est plus faible lorsqu'elle est estimée sur un échantillon de femmes qui travaillent plutôt que sur l'ensemble des femmes. L'élasticité des heures travaillées serait donc trop faible pour être appréhendée par des méthodes quasi expérimentales. Ensuite, les heures peuvent tout simplement être mesurées avec erreur. Les individus ayant des horaires variables peuvent aussi se tromper en calculant leurs heures moyennes travaillées sur l'année. Les heures annuelles étant souvent construites en multipliant un horaire hebdomadaire par un nombre de semaines travaillées, les individus interrogés peuvent ne pas parfaitement se souvenir selon les cas du nombre d'heures exacts ou de semaines travaillées. Enfin, les individus peuvent ne pas connaître parfaitement la forme de l'*EITC*. La plupart des salariés perçoivent l'*EITC* comme une somme forfaitaire avec leur avis d'imposition et ne connaissent pas nécessairement la forme exacte du dispositif. Ce résultat semble confirmé en France pour la PPE. En effet, selon une étude de la Dares et de la Drees, si les bénéficiaires connaissent bien les principes généraux de la PPE, en revanche, ses règles précises sont mal connues (DARES, 2008).

Peu d'études existent sur l'impact des crédits d'impôts sur les salaires. On peut s'attendre, en premier lieu, à ce qu'un crédit d'impôt, augmentant le revenu individuel d'une personne en emploi, exerce une pression à la baisse sur le salaire versé par l'employeur. En effet, dans le cas où le crédit perçu est connu par l'employeur (comme c'est le cas du *WFTC*), ce dernier peut considérer que le crédit viendra compenser une éventuelle baisse de salaire. Ainsi, AZMAT (2005) souligne le rôle de cet avantage informationnel de l'employeur, et montre que le *WFTC* peut limiter la progression des salaires dans l'entreprise non seulement des salariés éligibles mais aussi des salariés non éligibles. En effet, l'employeur partage avec les employés bénéficiaires du *WFTC* une part de leur prestation, ce qui se traduit par une moindre augmentation des salaires de ces derniers par rapport aux non bénéficiaires. L'employeur s'octroierait 35 % du bénéfice du crédit d'impôt, d'où un effet négatif sur le salaire perçu par les hommes éligibles – l'effet étant non significatif pour les femmes¹⁶. Ensuite, selon AZMAT, il existe des externalités négatives liées au *WFTC*. À qualification équivalente, les salaires d'un bénéficiaire et d'un non bénéficiaire du *WFTC* ne pouvant pas être trop éloignés, les salariés non éligibles sont également affectés par la modération salariale résultant de la mesure. Cette externalité

¹⁶ L'auteur étudie les effets de l'introduction du *WFTC* sur le salaire horaire. Elle estime son modèle en deux étapes : la 1^{ère} étape consiste à estimer une équation de salaire avant l'introduction du *WFTC* et du salaire minimum tandis qu'au cours de la 2^{ème} étape, une deuxième équation de salaire est estimée avec le niveau du crédit d'impôt comme variable explicative ainsi que le salaire estimé en 1^{ère} étape (le modèle estimé est censuré en raison de la présence du salaire minimum).

est d'autant plus significative que la taille de l'entreprise considérée est importante et que la proportion de salariés éligibles au *WFTC* est élevée. En effet, si les salariés éligibles au *WFTC* sont peu nombreux, ils ne seront pas en mesure d'avoir une influence sur la politique salariale de l'établissement.

Ces deux effets sont d'autant plus importants que la demande de travail est fortement élastique au coût du travail et leur ampleur varie en fonction du niveau de salaire. En particulier, l'effet direct sur le salaire des éligibles n'est pas significatif pour les salariés proches du salaire minimum, puisqu'ils sont « protégés » par ce seuil, ce dernier constituant une borne inférieure en dessous de laquelle l'employeur ne peut baisser la rémunération. C'est ce qu'illustre l'effet mesuré par l'auteur sur la seule population féminine. De même, les salariés du haut de la distribution des salaires sont épargnés, étant donné la faiblesse du *WFTC* qu'ils perçoivent. Ce sont donc les salariés éligibles situés au milieu de l'échelle des salaires qui peuvent pâtir de la modération salariale.

Une deuxième étude s'intéresse aux effets du *WFTC* sur les carrières salariales par le biais de son impact sur les décisions des salariés en matière de formation. En effet, le *WFTC* vient accroître le surplus tiré de la relation d'emploi et peut ainsi conduire les salariés à davantage investir en formation générale¹⁷. Ainsi, selon LYDON et WALKER (2005), en théorie, l'introduction du *WFTC* affecte les coûts et les bénéfices tirés d'une formation générale, induisant les salariés proches de l'exemption de la mesure¹⁸ à davantage se former, tandis que ceux qui bénéficient d'un *WFTC* plus conséquent ont moins intérêt à le faire. En effet, l'accroissement de salaire suite à la formation vient réduire le *WFTC* perçu par le salarié et ce, d'autant qu'il perçoit un montant de *WFTC* important. Ainsi, pour les salariés proches du seuil de sortie de la mesure, cette dernière diminue les coûts de la formation sans affecter les bénéfices tirés de cette dernière (la perte résiduelle du *WFTC* liée à l'augmentation de salaire suivant la formation est très faible). En revanche, pour les salariés éligibles durablement compte tenu de leur salaire, le *WFTC* réduit également les bénéfices tirés de cette dernière puisque les gains de la formation diminuent cette fois. Les auteurs comparent ensuite les trajectoires salariales des individus éligibles au *WFTC* à ceux anciennement éligibles ou non au *FC*. Ils constatent que ceux qui étaient anciennement éligibles et situés sur la partie décroissante du barème ont des trajectoires salariales moins favorables qu'auparavant (ces derniers étant moins enclins à voir leur nouveau crédit – plus élevé que l'ancien *FC* – être amputé suite à une formation) tandis que ceux qui sont nouvellement éligibles au *WFTC* ont une croissance des salaires plus forte suite à leur éligibilité

¹⁷ *A priori* pour une formation « généraliste », les coûts sont davantage répartis entre l'employeur et le salarié par le biais d'un salaire versé plus faible en début de poste que dans le cas d'une formation spécifique. En effet, une formation spécifique profitant plus à l'entreprise, ses coûts seront uniquement supportés par l'employeur.

¹⁸ Que cette proximité soit liée au niveau de revenu ou au fait que les individus perdent leur éligibilité en raison de l'âge de leurs enfants.

(l'effet « baisse du coût » d'une formation dû au *WFTC* l'emportant sur l'effet « baisse des bénéfices »).

L'impact de l'*EITC* sur l'offre de travail et les salaires ont été étudiés par LEIGH (2007) et ROTHSTEIN (2008). À la différence du Royaume-Uni, l'employeur ne connaît pas le montant perçu par son salarié, ni le fait qu'il soit éligible ou non. Ici, le canal d'action n'est pas la politique salariale de la firme envers ses employés mais plutôt l'effet de la hausse de l'offre de travail sur le salaire des éligibles et des non éligibles. En effet, un crédit d'impôt efficace lié à la reprise d'une activité augmente l'offre de travail et donc, à court terme, le chômage. Ceci est susceptible d'exercer une pression à la baisse sur le salaire des individus concernés.

LEIGH (2007) utilise les différents suppléments d'*EITC* versés par les États pour mesurer l'effet d'une variation du montant d'*EITC* sur l'emploi et les salaires horaires versés. Il constate que les augmentations des taux d'*EITC* ont été associées à des hausses de l'emploi des salariés peu qualifiés ayant des enfants mais pas de celui des salariés sans enfants. En revanche, l'ensemble des salariés peu qualifiés, qu'ils aient des enfants ou non, a connu une baisse de salaire horaire. Cet effet est d'autant plus important que les individus considérés sont peu qualifiés : LEIGH estime qu'une augmentation de 10 % de la générosité de l'*EITC* aurait réduit de 4 % le salaire horaire des non-diplômés et de 2 % celui des titulaires d'un baccalauréat (l'effet étant nul sur celui des diplômés du supérieur). Cette hiérarchie proviendrait notamment du fait que l'*EITC* est plus généreux pour les salaires horaires faibles. Ces résultats peuvent être rapprochés de ceux de ROTHSTEIN (2005) qui montre que l'effet de l'*EITC* sur l'emploi diminue avec le niveau de salaire. En effet, l'effet d'appel sur les salariés les mieux rémunérés étant plus faible, la pression à la baisse de leur rémunération est plus limitée.

ROTHSTEIN (2008) exploite quant à lui l'expansion de l'*EITC* entre 1993 et 1995 par la méthode des doubles différences, afin d'en tirer des élasticités de l'offre et de la demande de travail différenciées selon le type de qualification. Ces élasticités sont ensuite intégrées dans un modèle d'équilibre entre offre et demande de travail faisant aussi intervenir un paramètre relatif au crédit d'impôt. Comme LEIGH (2007), l'auteur conclut que l'*EITC* tend à réduire le salaire finalement perçu par les salariés peu qualifiés (éligibles ou non à la mesure), une partie de ce salaire étant en fait captée par l'employeur.

D'autres travaux montrent que l'*EITC* augmente de toute façon le revenu brut des familles pauvres avec enfants, les gains associés à la reprise d'emploi l'emportant sur la baisse du salaire horaire (NEUMARK et WASCHER (2001), HOTZ et SCHOLZ (2003)). Cependant, dans la mesure où les salariés avec et sans enfants perçoivent le même salaire, les salariés peu qualifiés sans enfants et donc non éligibles pourraient subir une perte de revenu quand l'*EITC* augmente. Il s'avère donc nécessaire

de tenir compte des effets de la politique sur la population non éligible avant d'en modifier les paramètres.

Les études d'AZMAT (2005), LYDON et WALKER (2005), LEIGH (2007) et ROTHSTEIN (2008) montrent donc l'importance de différencier l'effet du crédit d'impôt sur les nouveaux embauchés et sur les travailleurs en place. Le risque est que les salaires proposés à l'embauche soient plus faibles (canal de l'offre de travail) et que les carrières salariales soient moins favorables (canal du partage des gains entre employeur et salarié). Néanmoins, un facteur important est celui de la connaissance ou non par l'employeur du montant du crédit ainsi que des salariés éligibles.

IV/ Conclusion et mise en perspective

Les études recensées mettent en évidence un certain nombre de résultats utiles à prendre en compte lors de la conception d'une mesure visant à stimuler l'offre de travail. Au vu des résultats des études anglo-saxonnes sur la participation, les heures travaillées et les salaires, on peut s'attendre à ce que le RSA, compte tenu de son ampleur pour les faibles rémunérations, ait un impact non négligeable sur la participation au marché du travail même si l'impact sur la marge « intensive » (en terme d'heures travaillées) risque d'être limité. Concernant les salaires, le risque d'effets modérateurs se pose surtout pour les salariés à temps partiel. Le salaire minimum constitue en effet une borne inférieure en deçà de laquelle les salaires ne peuvent être fixés, à moins que les employeurs ne réduisent la durée travaillée. Il peut cependant subsister un effet à plus long terme sur les carrières salariales, les employeurs étant moins incités à augmenter les salaires et les salariés à se former, en raison du crédit d'impôt.

Les études analysées apportent également d'autres enseignements utiles. L'un des premiers enseignements est l'importance de la lisibilité de la mesure pour que celle-ci ait un effet incitatif. Les études montrent que le crédit d'impôt n'est pas toujours suffisamment perçu par les individus éligibles : dans le cas de l'*EITC*, HOTZ et SHOLZ (2003) constatent que les contribuables évaluent très mal le lien entre heures travaillées et gain offert aux États-Unis. Un versement direct de la prime par l'employeur lors du paiement du salaire, comme cela était le cas pour le *WFTC* au Royaume-Uni, peut présenter à cet égard un avantage puisque le salarié perçoit le crédit d'impôt mensuellement. Néanmoins, l'information de l'employeur sur les revenus du salarié présente également certains risques : possible stigmatisation du salarié concerné ou rétrocession d'une partie des gains à l'employeur sous forme de modération salariale. Comme le *WTC* désormais versé sur le compte des bénéficiaires, le RSA n'est pas connu de l'employeur. Le risque informationnel est ainsi exclu et c'est davantage par le canal de l'offre de travail que pourrait passer une éventuelle modération salariale. Le risque d'une insuffisante lisibilité de la mesure ne peut en revanche être exclu puisque le RSA coexiste pour partie avec d'autres dispositifs incitatifs comme la PPE.

Un deuxième enseignement important est que l'impact à attendre des mesures d'incitation sur l'offre de travail doit tenir compte des interactions avec les autres mesures. Le *WFTC* a été introduit en même temps que d'autres mesures allant plutôt dans le sens d'une réduction de l'offre de travail : hausses de prestations familiales et de revenu minimum (*Income Support*). Le *WFTC* est par ailleurs pris en compte pour le calcul des autres prestations ce qui, selon BLUNDELL et HOYNES (2001), diminuerait son efficacité sur l'emploi d'environ deux tiers. À l'inverse, les réformes de l'*EITC* se sont accompagnées de réformes visant plutôt à encourager la participation au marché du travail, dans un pays où les prestations sociales en cas d'inactivité demeurent très faibles¹⁹. L'écart entre revenus d'assistance et revenus d'activité pour un emploi faiblement rémunéré était de fait proportionnellement moins important au Royaume-Uni qu'aux États-Unis en 2005 : d'après l'OCDE (2007), l'impôt implicite²⁰ à la reprise d'une activité faiblement rémunéré (2/3 du salaire du travailleur moyen), pour un parent isolé, était en moyenne de 85 % au Royaume-Uni, contre 46 % aux États-Unis. Ces éléments peuvent expliquer les résultats moins favorables observés pour le *WFTC* que pour l'*EITC*, même si les montants affectés à la mesure sont plus élevés²¹. En France, les gains à la reprise d'emploi étaient encore plus faibles en 2005 : l'OCDE (2007) estimait que le taux d'imposition implicite au passage de l'inactivité vers l'emploi faiblement rémunéré était de près de 100 % en France pour un parent isolé²². Les importantes revalorisations du barème de la PPE en 2006 et en 2007 puis la mise en place du RSA au 1^{er} juin 2009 devraient avoir contribué à réduire ce taux marginal d'imposition, même si la plupart des autres prestations (allocations familiales, allocations logement...) restent incluses dans la base ressources du RSA. Il sera néanmoins important d'analyser l'articulation du RSA avec les droits connexes.

Le degré de ciblage des crédits d'impôts ou des mesures visant à accroître le revenu du travail est également un paramètre important pour évaluer leurs effets redistributifs. L'*EITC*, mesure familialisée, a un impact redistributif important : l'*EITC* peut représenter jusqu'à 40 % du revenu d'un ménage mono-actif avec deux enfants rémunéré au salaire minimum à temps plein. Son impact sur la baisse de la pauvreté est loin d'être négligeable : une étude du *Census Bureau* indique qu'en 1998, la prise en compte de l'*EITC* dans le calcul des revenus aurait fait passer le taux de pauvreté de 12,8 % à 11,1 %,

¹⁹ La principale prestation d'inactivité aux États-Unis étant constituée par les *Food Stamps*, le *TANF* (*Temporary Aid for Needy Families*) n'étant par définition que temporaire est soumis à des conditions d'activité très restrictives.

²⁰ Cet « impôt implicite » mesure la diminution des prestations et l'augmentation de l'impôt induites par l'exercice d'un emploi, en pourcentage du revenu du nouvel emploi. Ces taux d'imposition tiennent compte de l'augmentation de l'impôt sur le revenu, de la réduction des prestations sociales, du crédit d'impôt lié à la reprise d'emploi et des frais de garde.

²¹ En 2001, l'*EITC* représentait 0,3% du PIB, le *WFTC*, 0,6%.

²² Les importantes revalorisations de la PPE depuis 2005 ont vraisemblablement eu pour effet de réduire ce taux, même si les effets redistributifs de ces revalorisations restent limités pour les ménages à plus faibles revenus (BONNEFOY, BUFFETEAU et CAZENAVE (2009)).

soit une baisse de 1,7 point (BONTOUT, 2000). Au Royaume-Uni, le *WFTC* de 1999 peut représenter une proportion très élevée du revenu déclaré (jusqu'à 160 %) mais son impact doit être relativisé dans la mesure où le *WFTC* entre dans le calcul des revenus pour déterminer l'éligibilité aux autres aides. Ainsi, c'est la prise en compte de l'ensemble des réformes à destination des familles pauvres entreprises entre 1997 et 2000²³ qui permet d'expliquer l'importante baisse de la pauvreté observée au Royaume Uni sur la période : d'après PIACHAUD et SUTHERLAND (2000), la part des individus sous le seuil de pauvreté²⁴ aurait été réduite de 3,1 points et celle des enfants – les principaux « bénéficiaires » de ces mesures – de 6,4 points. Les auteurs estiment que le *WFTC* seul ne serait intervenu que pour un cinquième dans la réduction globale de la pauvreté des enfants. À titre de comparaison, la PPE ne représente en 2007 que 8 % du revenu pour un couple bi-actif rémunéré au salaire minimum avec un enfant. Avec ce barème, elle ne réduirait le taux de pauvreté que de 0,5 point (BONNEFOY et ROBERT-BOBEE, 2008). Néanmoins, un crédit d'impôt individualisé tel que la PPE induit moins d'effets « pervers » sur la participation et les heures travaillées des couples. La mise en place du RSA correspond à un choix inverse avec un mécanisme familiarisé. Les effets à attendre en termes de redistribution et de participation seront ainsi *a priori* plus importants que pour la PPE. D'après le rapport final de mai 2009 sur l'évaluation des expérimentations du RSA²⁵, le RSA pourrait entraîner une réduction du taux de pauvreté dans une fourchette de 0,6 à 1,5 point. BONNEFOY, BUFFETEAU ET CAZENAVE (2009) estiment quant à eux que la mise en œuvre du RSA induirait *ex ante* une baisse du taux de pauvreté de 0,4 point supplémentaire par rapport à la PPE normalement revalorisée.

L'efficacité de la mesure en terme d'emploi dépend également du contexte institutionnel dans lequel elle est mise en œuvre. Une mesure du type crédit d'impôt est *a priori* plus efficace pour augmenter le revenu des personnes faiblement rémunérées et l'offre de travail dans les pays anglo-saxons caractérisés par un salaire minimum relativement faible et un système de prestations et de taxes peu développé. Elle est au contraire moins efficace en présence d'un salaire minimum élevé, d'un système de prestations et de taxes développés et d'une distribution des salaires resserrée. BASSANINI *et alii* (1999) montrent à cet égard, à l'aide d'un modèle d'équilibre général calculable, que les conséquences d'un crédit d'impôt varient selon le pays. En effet, une telle mesure est plus efficace au Royaume-Uni ou aux États-Unis qu'en Allemagne ou en Suède dans la mesure où la distribution des salaires est moins resserrée dans les premiers pays que dans les seconds. Si la mesure est financée par une taxe sur les hauts revenus, le taux d'imposition des hauts revenus étant plus faible dans les premiers pays, les effets négatifs sur l'emploi et les heures travaillées des salariés à hauts revenus sont moins forts (et ce, d'autant plus que le taux marginal d'imposition sur les hauts revenus est faible). Ainsi, même si l'effet

²³ Introduction du *WFTC*, augmentation du *Child Benefit*, introduction du *Child Tax Credit* (dont une partie est incluse dans le *WFTC*), augmentation de l'*Income Support* et augmentation du salaire minimum.

²⁴ Soit la moitié du revenu disponible moyen de l'ensemble des ménages.

²⁵ http://www.rsa.gouv.fr/IMG/pdf/Bilan_def_Experimentations_Mai_2009.pdf

sur l'emploi et les heures travaillées des individus les moins bien rémunérés sont proches dans ces pays, les conséquences sur les heures travaillées sont négatives en Suède et en Allemagne dans la mesure où les salariés situés plus haut dans la grille des salaires réduisent davantage ces dernières qu'aux États-Unis et au Royaume-Uni. Le contexte institutionnel français étant plutôt caractérisé par un salaire minimum élevé, un système de prestations et de taxes développés et une distribution des salaires assez resserrée, il est vraisemblable que l'introduction de la composante « crédit d'impôt » du RSA (RSA chapeau) aura *a priori* des effets moins importants sur l'emploi que les crédits d'impôts anglo-saxons.

BIBLIOGRAPHIE

- AZMAT, G.Y. (2005), "The Incidence of an Earned Income Tax Credit: Evaluating the Impact on Wages in the UK", *mimeo*, London School of Economics, November.
- BASSANINI, A., RASMUSSEN, J.H. & S., SCARPETTA (1999), "The economic effects of employment-conditional income support schemes for the low-paid : An illustration from a CGE model applied to four OECD countries", *OECD Economic Department Working Paper* n° 224.
- BLUNDELL, R., BREWER, M., REED, H. & A., SHEPHARD (2005), "Evaluating the market impact of Working Families' Tax Credit using difference-in-differences", *Revenue Working Paper* n°4.
- BLUNDELL, R., DUNCAN, A., MAC CRAE, J. & C., MEGHIR (2000), "The Labour Market Impact of the Working Families's Tax Credit", *Fiscal Studies*, vol. 21, n° 1, p. 75-104.
- BLUNDELL, R. & H., HOYNES (2001), "Has In-Work Benefit Reform Helped the Labor Market?", *NBER Working Paper* n° 8546.
- BLUNDELL, R. & I., WALKER (2002), "Working Families' Tax Credit: A Review of the Evidence, Issues and Prospects", *Economie Publique*, n°11, 2002/2.
- BOISSINOT, J. (2008), "Le National Minimum Wage est-il comparable au Smic ?", *Lettre Trésor-Eco*, n° 31, mars.
- BONNEFOY, V., BUFFETEAU, S., CAZENAVE, M.C. (2009), "De la prime pour l'emploi au revenu de solidarité active : un déplacement de la cible au profit des travailleurs pauvres", *France Portrait Social*, éd. 2009, coll. Insee Références.
- BONNEFOY, V., ROBERT-BOBEE, I. (2008), "La prime pour l'emploi en 2007 : beaucoup de bénéficiaires pour des montants parfois faibles", Drees, *Dossiers solidarité et santé*, n°5.
- BONTOUT, O., "L'Earned Income Tax Credit, un crédit d'impôt ciblé sur les foyers de salariés modestes aux États-Unis", *Economie et Statistique*, n° 35, p. 27-44.
- BREWER, M. (2001), "Comparing In-Work Benefits and the Reward to Work for Families with Children in the US and the UK", *Fiscal Studies*, vol. 22, n° 1, p. 41-77.
- BREWER, M. (2003), "The New Tax Credits", *Institute for Fiscal Studies*, Briefing Note n° 35.
- BREWER, M., DUNCAN, A., SHEPHARD, A. & M.J., SUARES (2006), "Did Working Families' Tax Credit Work? The Impact of In-work Support on Labour Supply in Great Britain", *Labour Economics*, n° 13, p. 699-720.
- CAHUC, P. (2002), "À quoi sert la prime pour l'emploi ?", *Revue française d'économie*, vol. 16, n°3, janvier.
- COCHARD, M., JUNOD, B., ARNAUD, F. & S., VERMARE (2008), « Les effets incitatifs de la prime pour l'emploi : une évaluation difficile », *Economie et Statistique*, n°412, p. 55-80.

DARES (2008), « La prime pour l'emploi : un dispositif bien connu dans son principe, peu dans ses modalités », *Premières Synthèses*, n° 24-2, juin 2008.

DELARUE, V. (2000), "Le *Working Families' Tax Credit*, un nouveau crédit d'impôt pour les familles à bas revenus au Royaume-Uni", *Economie et Statistique*, n° 335, p. 47-61.

GURGAND, M. & D., MARGOLIS (2001), « RMI et revenus du travail : une évaluation des gains financiers à l'emploi », *Economie et Statistique*, n° 346-347, p. 103-115.

EISSA, N. & H., HOYNES (1998), "The Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Married Couples", *NBER Working Paper* n° 6856.

EISSA, N. & H., HOYNES (2004), "Taxes and the Labor Market Participation of Married Couples: The Earned Income Tax Credit", *Journal of Public Economics*, vol. 88, n° 9-10, p. 1931-1958.

EISSA, N. & H., HOYNES (2005), "Behavioral Responses to Taxes : Lessons from the *EITC* and Labor Supply", *NBER Working Paper* n° 11729.

EISSA, N., KLEVEN, H.J. & C.T., KREINER (2004), "Evaluation of Four Tax Reforms in the United States: Labor Supply and Welfare Effects for Single Mothers", *NBER Working Paper* n° 10935.

FRANCESCONI, M. & W., VAN DER KLAUW, W. (2004), "The Consequence of "In-Work" Benefit Reform in Britain: New Evidence from Panel Data", *IZA Discussion Paper* n° 1248.

GREGG, P., JOHNSON, P. & H., REED (1999), "Entering Work and the British Tax and Benefit System", *Institute for Fiscal Studies*, London, march 1999.

GREGG, P. & S., HARKNESS (2003), "Welfare Reform and Lone Parents in the UK", *CMPO Working Paper Series* n° 03/072.

HOTZ, V.J. & J.K., SCHOLZ (2003), "The Earned Income Tax Credit", in Moffitt, R. (Ed.), *Means-Tested Transfer Programs in the U.S.*, University of Chicago Press.

HOTZ, V.J., MULLIN, C.H. & J.K., SCHOLZ (2005), "Examining the Effect of the Earned Income Tax Credit on the Labor Market Participation of Families on Welfare", *California Center for Population Research, Working Paper*, CCPR-065-05, December 2005.

LAROQUE, G. & B., SALANIE (2000), "Une décomposition du non-emploi en France", *Economie et Statistique*, n°331, p. 47-66.

LEIGH, A. (2005), "Optimal Design of Earned Income Tax Credits: Evidence from a British Natural Experiment", Australian National University, *Centre for Economic Policy Research, Discussion Paper* n° 488.

LEIGH, A. (2007), "Who Benefits from the Earned Income Tax Credit ? Incidence Among Recipients, Coworkers and Firms", *mimeo*, Australian National University, Research School of Social Sciences.

LIEBMAN, J. (1998), "The Impact of the Earned Income Tax Credit on Incentives and the Income Distribution", in *Tax Policy and the Economy 12*. James Poterba, ed. Cambridge: MIT Press.

LOONEY, A. (2005), "The Effects of Welfare Reform and Related Policies on Single Mothers' Welfare Use and Employment", *Federal Reserve Board*, 2005-45.

MEYER, B. & D., ROSENBAUM (1999), “Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers”, *NBER Working Paper*, n° 7363.

MEYER, B. & D., ROSENBAUM (2000), “Making Single Mothers Work: Recent Tax and Welfare Policy and its Effects”, *National Tax Journal*, vol. 53, n° 4.

MEYER, B. & D., ROSENBAUM (2001), “Welfare, the Earned Income Tax Credit, and the Labor Supply of Single Mothers”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 116, n° 3.

NEUMARK, D. & W., WASCHER, 2001. “Using the EITC to Help Poor Families: New Evidence and a Comparison with the Minimum Wage”, *National Tax Journal*. vol.54, p. 281-318.

OFCE (2003), “Débat sur la Prime pour l’emploi du 16 juin 2003”, *Revue de l’OFCE*, n° 87, pp.255-280.

OCDE (2007), *Prestations et salaires 2007 : les indicateurs de l’OCDE*, Paris.

PAULL, G., WALKER, I. & ZHU, Y. (2000), “Child support reform: some analysis of the 1999 White Paper”, *Fiscal Studies*, vol.21, n°1, p. 105-140.

PRESTON, I.P. & WALKER, I. (1999), “The Measurement of Living Standards in Labour Supply Models with Nonlinear Budget Constraints”, *Journal of Population Economics*, n° 12, p. 343-361.

PERIVIER, H. (2007), “Dix ans après la réforme du *Welfare* américain”, *Lettre de l’OFCE*, n° 279.

PIACHAUD, D. & H., SUTHERLAND (2000), “How effective is the British Government’s Attempt to Reduce Child Poverty”, *CASE Paper*, n° 38, mars.

ROTHSTEIN, J. (2005), “The Mid-1990s EITC Expansion: Aggregate Labor Supply Effects and Economic Incidence”, *mimeo*, Princeton University.

ROTHSTEIN, J. (2008), “The Unintended Consequences of Encouraging Work: Tax Incidence and the EITC”, *mimeo*, Princeton University.

SCHOLZ, J.K. (1996), “In-Work Benefits in the United States: The Earned Income Tax Credit”, *The Economic Journal*, vol. 106, n° 434, p. 156-169.

STANCANELLI, E., (2007), « Evaluating the Impact of the French Tax Credit on the Employment Rate of Women », OFCE, *Document de travail n° 2007-33*, décembre 2007.

STANCANELLI, E. & H., STERDYNIK (2004), “Un bilan des études sur la Prime pour l’emploi”, *Revue de l’OFCE*, n° 88, janvier.

- N° 1 *La négociation salariale de branche entre 1985 et 1993*, par Olivier BARRAT (DARES), septembre 1994.
- N° 2 *Créations et suppressions d'emplois en France. Une étude sur la période 1984-1992*, par S. LAGARDE (INSEE), E. MAURIN (DARES), C. TORELLI (INSEE), octobre 1994.
- N° 3 *L'impact du coût sur la substitution capital-travail*, par Ferhat MIHOUBI (DARES), novembre 1994.
- N° 4 *Éducation, expérience et salaire. Tendances et évolutions de long terme*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), novembre 1994.
- N° 5 *Origine sociale et destinée scolaire. L'inégalité des chances devant l'enseignement à travers les enquêtes FQP 1970, 1977, 1985 et 1993*, par D. GOUX (INSEE) et Eric MAURIN (DARES), décembre 1994.
- N° 6 *Perception et vécu des professions en relation avec la clientèle*, par Sabine GUYOT et Valérie PEZET (Institut pour l'amélioration des conditions de travail), déc. 1994.
- N° 7 *Collectifs, conflits et coopération dans l'entreprise*, par Thomas COUTROT (DARES), février 1995.
- N° 8 *Comparaison entre les établissements des PME des grandes entreprises à partir de l'enquête RÉPONSE*, par Anna MALAN (DARES) et Patrick ZOUARY (ISMA), septembre 1996.
- N° 9 *Le passage à une assiette valeur ajoutée pour les cotisations sociales : une approche sur données d'entreprises*, par Gilbert CETTE et Élisabeth KREMP (Banque de France), novembre 1996.
- N° 10 *Les rythmes de travail*, par Michel CÉZARD et Lydie VINK (DARES), décembre 1996.
- N° 11 *Le programme d'entretien auprès des 900 000 chômeurs de longue durée - Bilan d'évaluation*, par Marie RUAULT et René-Paul ARLANDIS (DARES), mars 1997.
- N° 12 *Créations et suppressions d'emplois et flux de main-d'oeuvre dans les établissements de 50 salariés et plus*, par Marianne CHAMBAIN et Ferhat MIHOUBI (DARES), avril 1997.
- N° 13 *Quel est l'impact du commerce extérieur sur la productivité et l'emploi ? Une analyse comparée des cas de la France, de l'Allemagne et des États-Unis*, par Olivier CORTES et Sébastien JEAN (CEPII), mai 1997.
- N° 14 *Bilan statistique de la formation professionnelle en 1995-1996* - DARES, mai 1997.
- N° 15 *Les bas salaires en France 1983-1997*, par Pierre CONCIALDI (IRES) et Sophie PONTHEUX (DARES), octobre 1997.
- N° 16 *Les jeunes en difficulté à travers le réseau des missions locales et des PAIO entre 1994 et 1996 - Résultats du panel TERSUD de 1997*, DARES et DIJ, janvier 1998.
- N° 17 *L'impact macro-économique d'une politique de RTT : l'approche par les modèles macro-économiques*, DARES (Mission analyse économique), SEMEF-BDF, OFCE, janvier 1998.
- N° 18 *L'opinion des Français face au chômage dans les années 80-90*, par Jacques CAPDEVIELLE et Arlette FAUGERES (CEVIPOF), janv. 1998.
- N° 19 *Intéressement et salaires : Complémentarité ou substitution ?* par Sylvie MABILE, DARES, mars 1998.
- N° 20 *L'impact économique de l'immigration sur les pays et régions d'accueil : modèles et méthodes d'analyse*, par Hubert JAYET, Université des sciences et technologies de Lille I, avril 1998.
- N° 21 *Analyse structurelle des processus de création et de suppression d'emplois*, par Frédéric KARAMÉ et Ferhat MIHOUBI, DARES, juin 1998.
- N° 22 *Quelles place pour les femmes dans les dispositifs de la politique de l'emploi entre 1992 et 1996 ?*, par Franck PIOT, DARES, août 1998.
- N° 23 *Deux années d'application du dispositif d'incitation à la réduction collective du temps de travail*, par Lionel DOISNEAU, DARES, sept. 1998.
- N° 24 *Le programme « Nouveaux services-Emplois jeunes », d'octobre 1997 à octobre 1998*, par Françoise BOUYGARD, Marie-Christine COMBES, Didier GÉLOT, Carole KISSOUN, DARES, novembre 1998.
- N° 25 *Une croissance plus riche en emplois depuis le début de la décennie ? Une analyse en comparaison internationale*, par Sandrine DUCHÊNE et Alain JACQUOT, DARES et INSEE, mars 1999.
- N° 26 *Stratégies concurrentielles et comportements d'emploi dans les PME - Un état de la littérature*, par Philippe TROUVÉ, avril 1999.
- N° 27 *Effets sur les trajectoires des chômeurs d'un passage dans deux dispositifs de politique d'emploi (CES-SIFE), Rapport final pour la convention du 15/06/98 (n° 98020) passée entre le Gréquam et la Dares*, Christelle BARAILLER, mai 1999.
- N° 28 *Les inégalités salariales entre hommes et femmes dans les années 90*, par Dominique MEURS et Sophie PONTHEUX, ERMES- Paris II et DARES, juin 1999.
- N° 29 *Les allocataires du RMI et l'emploi*, par Dominique ARNOUT (Rapport de stage), juin 1999.
- N° 30 *Les stratégies des entreprises face à la réduction du temps de travail*, par Anne-Lise AUCOUTURIER, Thomas COUTROT (DARES) et Étienne DEBAUCHE (Université Paris X-Nanterre), septembre 1999.
- N° 31 *Le mandatement dans le cadre de la loi du 13 juin 1998*, par Christian DUFOUR, Adelheid HEGE, Catherine VINCENT et Mouna VIPREY (IRES), octobre 1999.
- N° 32 *L'effort financier des collectivités locales dans la lutte contre le chômage et pour l'aide à l'emploi*, par Jacques ABEN, Paul ALLIES, Mohammad-Saïd DARVICHE, Mohammed DJOULDEM, Muriel FROEHLICH, Luis DE LA TORRE, octobre 1999.
- N° 33 *La dynamique asymétrique des flux de création et de suppression d'emplois : une analyse pour la France et les États-Unis*, par Frédéric KARAMÉ (DARES), nov. 1999.
- N° 34 *Évaluation d'une mesure de politique pour l'emploi : la convention de conversion*, par Marc WEIBEL (rapport de stage), janvier 2000.
- N° 35 *Premières évaluations quantitatives des réductions collectives du temps de travail*, par Murielle FIOLE, Vladimir PASSERON et Muriel ROGER, janvier 2000.
- N° 36 *La durée annuelle et l'aménagement du temps de travail en 1994*, par Annie DELORT et Valérie LE CORRE, février 2000.
- N° 37 *Analyse des premiers accords conventionnés de passage à 35 heures - Étude monographique de 12 accords*, par Pierre BOISARD et Jérôme PELISSE, février 2000.
- N° 38 *Syndrome, miracle, modèle polder et autres spécificités néerlandaises : quels enseignements pour l'emploi en France ?*, par Sébastien JEAN (CEPII), août 2000.
- N° 39 *La mise en œuvre de la formation dans les contrats de qualification - Rapport final*, par Marie-Christine COMBES (GPI-MIS), octobre 2000.
- N° 40 *L'impact du développement des services sur les formes du travail et de l'emploi - Rapport final pour la Dares* -, par Christian du TERTRE et Pascal UGHETTO (IRIS-Université Paris-IX-Dauphine), novembre 2000.
- N° 41 *Le suivi du plan social par l'employeur au service de l'amélioration du processus décisionnel : l'apport de trois études de cas*, par Christophe CORNOLT, Yves MOULIN et Géraldine SCHMIDT (Université Nancy II), février 2001.
- N° 42 *L'impact des marchés financiers sur la gestion des ressources humaines : une enquête exportatrice auprès des grandes entreprises françaises*, par Sabine MONTAGNE et Catherine SAUVIAT (IRES), mars 2001.
- N° 43 *L'impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage (Convention d'étude Dares-Ires)*, par Hervé HUYGHUES DESPOINTES, Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZIRER, mars 2001.
- N° 44 *L'adaptation des marchés du travail à l'évolution des systèmes de retraite*, par Antoine BOMMIER, Thierry MAGNAC et Muriel ROGER, avril 2001.
- N° 45 *Étude de la démographie des organismes de formation continue*, par Isabelle BAUDEQUIN, Annie CHANUT, Alexandre MELIVA (DARES et CEREQ), juin 2001.
- N° 46 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite. Une approche par métiers*, par Agnès TOPIOL (DARES), juillet 2001.
- N° 47 *Prospective des métiers à l'horizon 2010 : une approche par familles d'activité professionnelles*, par Agnès TOPIOL (DARES), juin 2001.
- N° 48 *L'évolution des sorties d'emploi vers la retraite et la préretraite*, juillet 2001.
- N° 49 *L'information statistique sur la participation des entreprises à la formation continue : état des lieux et évolutions possibles*, août 2001.
- N° 50 *Base de données des comptes sociaux des entreprises commerciales (fichiers DIANE). Panel DIANE/UNEDIC, période 1991-1999*, par Anne SAINT-MARTIN (DARES), janvier 2002.
- N° 51 *Dynamique des métiers et usage de l'informatique : une approche descriptive*, par Thomas COUTROT (DARES) et Jennifer SIROTEAU, février 2002.
- N° 52 *Licenciements et marchés financiers : les illégitimités de la convention financière*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 53 *Mécanisme du plan de licenciement : déconstruction d'argumentaires économiques de projets de licenciements*, par Tristan BOYER (FORUM), avril 2002.
- N° 54 *À la recherche du temps gagné : des salariés face aux 35 heures*, par Jérôme PELISSE (CEE), mai 2002.
- N° 55 *La réduction du temps de travail en Lorraine : enjeux, négociations et pratiques des entreprises*, par Lionel JACQUOT (LASTES) et Nora SETTI (GREE), avril 2002.
- N° 56 *Principaux résultats de l'enquête RTT et modes de vie*, par Marc-Antoine ESTRADE et Dominique MEDA (DARES), mai 2002.
- N° 57 *Enquête passages : projets, attitudes, stratégies et accords liés à la généralisation des 35 heures - Guide méthodologique et analyse préliminaires*, par Mathieu BUNEL, juillet 2002.
- N° 58 *Cohésion sociale, emploi et compétitivité : éléments pour un débat*, par Rachel BEAUJOLIN-BELLET, Marc-Antoine ESTRADE, Jean-Yves KERBOUC'H, Tristan KLEIN, Frédéric LERAI, Dominique MEDA, Anne SAINT-MARTIN, Frédéric TRIMOUILLE (DARES), août 2002.
- N° 59 *La politique de l'emploi au prisme des territoires*, par Thierry BERTHET, Philippe CUNTIGH (CERVL-CEREQ) et Christophe GUITTON (DARES), septembre 2002.
- N° 60 *Comparaison internationales de durée et de productivité*, par Odile CHAGNY et Mireille BRUYERE (Observatoire Français des Conjonctures Économiques), sept. 2002.
- N° 61 *L'effet des 35 heures sur la durée du travail des salariés à temps partiel*, par Aline OLIVEIRA (ENSAE) et Valérie ULRICH (DARES), sept. 2002.
- N° 62 *Les effets du dispositif d'intéressement sur l'insertion au marché du travail des bénéficiaires de l'allocation chômage*, par Nadia ALIBAY et Arnaud LEFRANC (Université de Cergy-Pontoise), octobre 2002.
- N° 63 *Normes d'emploi et marché du travail dans les métiers liés aux technologies de l'information*, par Yannick FONDEUR et Catherine SAUVIAT (DARES), nov. 2002.
- N° 64 *Enquête « RÉPONSE » 1998 - Questionnaire « Représentants du personnel » - De la participation au conflit*, par Daniel FURJOT (DARES), déc. 2002.
- N° 65 *Développement et dialogue social - Les TPE face aux 35 heures*, par Pascal CHARPENTIER (CNAM) et Benoît LEPLÉY (GIP-MIS), janvier 2003.
- N° 66 *La mobilité professionnelle et salariale des salariés âgés analysée à travers les DADS*, par Frédéric LAINÉ, mars 2003.
- N° 67 *Un indicateur régional d'évolution mensuelle d'emploi dans les établissements de 50 salariés ou plus*, par Magda TOMASINI, avril 2003.
- N° 68 *La réorganisation du travail et son impact sur les performances des entreprises industrielles : une analyse sur données françaises 1995-1999*, par Véronique JANOD et Anne Saint-Martin, avril 2003.
- N° 69 *Discrimination et emploi : revue de la littérature*, par Hélène GARNER-MOYER, mai 2003.
- N° 70 *Impact du traitement des activités occasionnelles sur les dynamiques d'emploi et de chômage - 2ème partie Espagne - Italie*, par Florence LEFRESNE (IRES) et Carole TUCHSZIRER (IRES), mai 2003.
- N° 71 *Souplesse et sécurité de l'emploi : Orientations d'études et de recherches à moyen terme*, coordination par Carole Yerochewski, juin 2003.
- N° 72 *Séries de données sur les mouvements de main-d'oeuvre 1996-2001*, par Lucile Richet-Mastain, juillet 2003.
- N° 73 *35 heures et mise en oeuvre des dispositifs de modulation/annualisation dans les enquêtes REPONSE et PASSAGES*, par Matthieu Bunel, août 2003
- N° 74 *Le licenciement pour motif personnel : une catégorie juridique aux contours flous et difficiles à cerner par les statistiques administratives*, par Maria-Teresa Pignoni et Patrick Zouary (Si2S), octobre 2003
- N° 75 *Plan national d'action pour l'emploi 2003. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail et Norbert Holcblat, octobre 2003.
- N° 76 *Les estimations mensuelles d'emploi salarié dans le secteur concurrentiel*, par Raphaël Cancé, octobre 2003.

- N° 77 *Les déterminants du jugement des salariés sur la RTT*, par Gilbert CETTE (CEDERS), Nicolas DROMEL (GREQAM) et Dominique Méda (DARES), novembre 2003.
- N° 78 *Trajectoires passées par un emploi à bas salaire. Une étude à partir du panel européen des ménages*, par Bertrand LHOMMEAU (DARES), novembre 2003.
- N° 79 *Evaluation des statistiques administratives sur les conflits du travail*, par Delphine BROCHARD (MATISSE-CNRS), novembre 2003.
- N° 80 *Les disparités de rémunération entre hommes et femmes : la situation de quatre branches professionnelles*, par Fathi FAKHFAKH (Université Paris II - ERMES), Séverine LEMIERE (Université du Littoral - MATISSE), Marie-Pierre MERLATEAU (Université Paris II - ERMES) et Dominique MEURS (Université Paris II - ERMES), janvier 2004.
- N° 81 *Arbitrage entre flexibilité interne et flexibilité externe : une analyse empirique*, par Matthieu BUNEL (IREGE - Université de Savoie), mai 2004.
- N° 82 *Dossier Age et emploi : synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Frédéric LERAIS et Pierre MARIONI, mai 2004.
- N° 83 *La contribution des femmes à la performance* : une revue de la littérature, par Sophie LANDRIEUX-KARTOCHIAN (Université Paris I - Panthéon Sorbonne, CERGORS), octobre 2004.
- N° 84 *En 2002, l'insertion des jeunes dans l'emploi se fait plus ou moins lentement selon les pays européens*, par François BRUNET, octobre 2004.
- N° 85 *Etude de qualité sur le questionnement relatif au temps de travail dans les enquêtes Acemo*, par l'ENSAE Junior Etudes, octobre 2004.
- N° 86 *Les processus de mise en oeuvre de l'offre de formation Unédic dans le cadre du PARE* (plan d'aide au retour à l'emploi), par Florence LEFRESNE et Carole TUCHSZI RER (IRES), avec la collaboration statistique de Hervé Huyghues Despointes, octobre 2004.
- N° 87 *Quels effets de la négociation salariale d'entreprise sur l'évolution des salaires entre 1999 et 2001 ?*, par Abdenor BRAHAMI et Catherine DANIEL, novembre 2004.
- N° 88 *Plan national d'action pour l'emploi 2004. Annexe statistique. Indicateurs de suivi et d'évaluation*, coordination Christine Charpail, novembre 2004.
- N° 89 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activités - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares) et E. YILMAZ (stagiaire du DESS «Techniques statistiques et informatiques» Université Panthéon Assas Paris 2), décembre 2004.
- N° 90 *Les pouvoirs du temps. La transformation des régulations dans les organisations du travail après la RTT*, par Michel PEPIN, en collaboration avec Bernard DOERFLINGER, Yves JORAND, Myriam MAUFROY (ESSOR Consultants), janvier 2005.
- N° 91 *Mixité professionnelle et performance des entreprises, le levier de l'égalité*, par Catherine ACHIN, Dominique MEDA, Marie WIERINK, janvier 2005.
- N° 92 *La place du travail dans l'identité*, par Hélène GARNER, Dominique MEDA (Dares), et Claudia SENIK (Delta, Paris IV), janvier 2005.
- N° 93 *Audit de l'enquête sur les mouvements de main-d'oeuvre (EMMO)*, par Heidi WECHTLER, janvier 2005.
- N° 94 *Modalités de passage à 35 heures des TPE*, par Victor DE OLIVEIRA, février 2005.
- N° 95 *Evaluation des politiques d'emploi : la deuxième génération des panels des bénéficiaires*, par Christine CHARPAIL, Tristan KLEI, Serge ZILBERMAN, février 2005.
- N° 96 *Contribution Delalande : quels dispositifs similaires ou alternatifs en Europe du Nord*, par Violaine DELTEIL et Dominique REDOR (GIPMIS), février 2005.
- N° 97 *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup Wolff (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 97bis *L'impact des conditions de travail sur la santé : une expérience méthodologique. Annexes*, par Thomas COUTROT (Dares) et Loup WOLFF (Centre d'étude de l'emploi), février 2005.
- N° 98 *La mixité professionnelle : les conditions d'un développement durable*, par Michèle FORTE, Myriam NISS, Marie-Claude REBEUH, Emmanuel TRIBY (BETA, Cereq, Université Louis Pasteur de Strasbourg), février 2005.
- N° 99 *Bilan d'activité 2003 des missions locales et des PAIO*, par Camille BONAÏTI (Dares) et Amaria SEKOURI (DGEFP), avril 2005.
- N° 100 *RTT et organisation du travail : l'incidence des lois Aubry II*, par P. CHARPENTIER (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), H. HUYGHUES DESPOINTES, M. LALLÈMENT (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), F. LEFRESNE (IRES et GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), J. LOOS-BARON (BETA/LATTS-CNRS, CNAM-CNRS), N. TURPIN-HYARD (GRIOT-LISE, CNAM-CNRS), mai 2005.
- N° 101 *Éléments de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs*, par Véronique REMY, juillet 2005.
- N° 102 *Les réticences à entrer dans le cadre légal des 35 heures*, par Y. JORAND et J.-M. GELIN (Selarj ESSOR), D. TONNEAU et F. FORT (CGS), B. DOERFLINGER, M. PEPIN et M. MAUFROY (Essor Consultants), juillet 2005.
- N° 103 *Allègements généraux de cotisations sociales et emploi peu qualifié : de l'impact sectoriel à l'effet macro-économique*, par Stéphanie JAMET (Dares lors de la réalisation de l'étude), août 2005.
- N° 104 *La négociation de branche sur la formation professionnelle : les apports de la négociation de branche suite à la réforme de la formation professionnelle tout au long de la vie*, par Caroline RIVIER et Carine SEILER, sous la direction de Jean-Marie LUTTRINGER (Circé), septembre 2005.
- N° 105 *Après un contrat aidé : les conditions de vie s'améliorent*, par Emmanuel BERGER et Tristan KLEIN, septembre 2005.
- N° 106 *Difficultés d'emploi, santé et insertion sociale*, par François BRUN, Colette LEYMARIE, Emma MBIA, Patrick NIVOLLE (Centre d'études de l'emploi), collaboration extérieure : Marie MARIN, octobre 2005.
- N° 107 *La sécurisation des trajectoires professionnelles*, par Dominique MEDA et Bertrand MINAULT, octobre 2005.
- N° 108 *Le licenciement des salariés protégés. Processus et enjeux*, par Mario CORREIA (Institut du travail d'Aix-en-Provence, LEST) et Nicole MAGGI-GERMAIN (Institut des sciences sociales du travail, Université Paris I, Panthéon-Sorbonne, DCS), février 2006.
- N° 109 *Les expositions aux risques professionnels par secteur d'activité (nomenclature 2003 niveau 31) - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, S. HAMON-CHOLET, D. WALTISPERGER (Dares), mars 2006.
- N° 110 *Les relations professionnelles dans les pays d'Europe centrale et orientale au tournant de l'entrée dans l'Union européenne. Survey de littérature*, par M. WIERINK, mars 2006.
- N° 111 *Renégocier la RTT. Les enseignements de 16 démarches d'entreprise*, par M. PEPIN, B. DOERFLINGER, Y. JORAND, P. NICOLAS (Essor Consultants) et D. TONNEAU (Ecole des Mines de Paris), avril 2006.
- N° 112 *La mesure d'un effet global du projet d'action personnalisé*, par Etienne DEBAUCHE et Stéphane JUGNOT, avril 2006.
- N° 113 *La politique spécifique de l'emploi et de la formation professionnelle : un profit à moyen terme pour les participants ? Les exemples du CIE, du CES et du SIFE*, par Karl EVEN et Tristan KLEIN, avril 2006.
- N° 114 *Stratégie européenne pour l'emploi. Évaluation des politiques de l'emploi et du marché du travail en France (2000-2004)*, coordination Christine CHARPAIL et Frédéric LERAIS, avril 2006.
- N° 115 *Les expositions aux risques professionnels - Les ambiances et contraintes physiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 116 *Pourquoi les moins qualifiés se forment-ils moins ?*, par Camille BONAÏTI, Aurore FLEURET, Patrick POMMIER, Philippe ZAMORA, juillet 2006.
- N° 117 *Le CDD : un tremplin vers le CDI dans deux tiers des cas... mais pas pour tous*, par Bérangère JUNOD, juillet 2006.
- N° 118 *Les expositions aux risques professionnels - Les produits chimiques - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), juillet 2006.
- N° 119 *Anticipation et accompagnement des restructurations d'entreprises : dispositifs, pratiques, évaluation*, par R. BEAUJOLIN-BELLET (coordination), Ch. CORNOLTI, J.-Y. KERBOUC'H, A. KUHN, Y. MOULIN (Reims Management School), et la collaboration de J.-M. BERGERE, F. BRUGGEMAN, B. GAZIER, D. PAUCARD, C.-E. TRIOMPHE, octobre 2006.
- N° 120 *Les expositions aux risques professionnels - Les contraintes organisationnelles et relationnelles - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), octobre 2006.
- N° 121 *Les expositions aux risques professionnels par famille professionnelle - Résultats SUMER 2003*, par Dr R. ARNAUDO, Dr I. MAGAUD-CAMUS, Dr N. SANDRET (DRT - Inspection médicale du travail et de la main-d'oeuvre), M.-C. FLOURY, N. GUIGNON, L. VINCK, D. WALTISPERGER (Dares), décembre 2006.
- N° 122 *Intérim : comparaison de sources*, par Basma SAADAoui, en collaboration avec Nicolas de RICCARDIS, mars 2007.
- N° 123 *Allègements de cotisations sociales et coûts sectoriels. Une approche par les DADS*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, avril 2007.
- N° 124 *Séries de données régionales sur les mouvements de main-d'oeuvre entre 1996 et 2005*, par Bruno LUTINIER, mai 2007.
- N° 125 *Colloque "Age et emploi". Emploi et travail des seniors : des connaissances à l'action. Synthèse des principales données sur l'emploi des seniors*, coordination Pierre MARIONI, juin 2007.
- N° 126 *Accès à l'emploi et qualité de l'insertion professionnelle des travailleurs handicapés en milieu ordinaire de travail*, par Claire FANJEAU (Université Paris I et Centre d'études de l'emploi), juin 2007.
- N° 127 *Le poids du temps partiel dans les trajectoires professionnelles des femmes*, par Sophie RIVAUD (stagiaires à la Dares) et Valérie ULRICH, juillet 2007.
- N° 128 *Analyse de l'évolution des statistiques de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE de la mi-2005 à la fin 2006*, par Etienne DEBAUCHE, Thomas DEROYON, Fanny MIKOL et Hélène VALDELIEVRE, août 2007.
- N° 129 *Les déterminants de l'emploi non-salarié en France depuis 1970*, par Grégoire LURTON (EnsaE) et Fabien TOUTLEMONDE (Dares), septembre 2007.
- N° 130 *Revue de littérature : organisations patronales en France et en Europe* par Marion RABIER (ENS/EHESS - Dares), décembre 2007.
- N° 131 *The social multiplier and labour market, participation of mothers*, par Eric MAURIN (PSE) et Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 132 *L'influence causale du nombre d'enfants et de leur âge de première scolarisation sur l'activité des mères : une revue de la littérature*, par Julie MOSCHION (CES-Université Paris I, Dares), décembre 2007.
- N° 133 *Conséquences des fusions-acquisitions sur la gestion de la main-d'oeuvre : une analyse empirique sur les données françaises pour la vague de la fin des années 1990*, par Matthieu BUNEL (CEE, Université de technologie de Belfort-Montbéliard), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée), Lucie GONZALEZ (Dares-MAE), janvier 2008.
- N° 134 *Les politiques d'allègements ont-elles un effet sur la mobilité salariale des travailleurs à bas salaires ?*, par Bertrand LHOMMEAU et Véronique REMY, janvier 2008.
- N° 135 *Le recours au chômage partiel entre 1995 et 2005*, par Oana CALAVREZO (LEO et CEE), Richard DUHAUTOIS (CEE, CREST, Université de Marne-la-Vallée) et Emmanuelle WALKOWIAK (LEO et CEE), février 2008.
- N° 136 *Enquête auprès des chômeurs créateurs ou repreneurs d'entreprise ayant bénéficié de l'Accre en 2004*, par Catherine DANIEL, février 2008.
- N° 137 *Les élections aux comités d'entreprise de 1989 à 2004 : une étude de l'évolution des implantations et des audiences syndicales*, par Olivier JACOD avec la collaboration de Rim BEN DHAOU (EnsaE), avril 2008.

- N° 138 **Les disparités spatiales de sortie du chômage : vingt-deux analyses régionales**, par Emmanuel DUGUET, Yannick L'HORTY (Université d'Evry-Val d'Essonne, EPEE, Centre d'études de l'emploi et TEPP), André WISSLER (Centre d'études de l'emploi et TEPP), Florent SARI (Université de Paris-Est, OEP, Centre d'études de l'emploi et TEPP), Jonathan BOUGARD et Luc GOUPIL (Centre d'études de l'emploi), mai 2008.
- N° 139 **Mesurer les grèves dans les entreprises : des données administratives aux données d'enquêtes**, par Alexandre CARLIER, août 2008.
- N° 140 **Evaluation de la loi du 4 mai 2004 sur la négociation d'accords dérogatoires dans les entreprises**, par O. MERRIAUX (Sciences-Po Recherche, IEP Grenoble), J-Y KERBOURC'H (Université de Haute-Alsace) et C. SEILER (Cabinet Circé Consultants), août 2008.
- N° 141 **Les modèles de projections d'emploi par métier à moyen terme. Panorama des expériences menées dans différents pays**, par Laure OMALEK, octobre 2008.
- N° 142 **Retour sur l'évolution du nombre de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE en 2005 et 2006 : une estimation révisée de l'impact des modifications de la gestion et du suivi des demandeurs d'emploi sur le nombre d'inscrits à l'ANPE, en tenant compte de l'indemnisation**, par E. DEBAUCHE (Insee), Thomas DEROYON et Fanny MIKOL (Dares), décembre 2008.
- N° 143 **Enquête sur trois secteurs : La Poste, sous-traitance pétrochimique et restauration rapide. Le syndicalisme face aux différentes formes de la flexibilité**, par P. BOUFFARTIGUE et J.-R. PENDARIES (LEST-CNRS, Université de la Méditerranée-Université de Provence), F. PEROUMAL (Université René Descartes-Paris V), E. PERRIN (consultante associée au LEST), avec la participation de J. BOUTREILLER, B. FRIBOURG et T. SAMZUN (LEST-CNRS, Université de la Méditerranée-Université de Provence), S. CONTREPOIS (GTM-CNRS), R. JEAN et E. ORBAN (ASPT-CNRS), décembre 2008.
- N° 144 **Flexibilité et action collective. Salariés précaires et représentation syndicale**, par C. DUFOUR, A. HEGE, J.-M. PERNOT (IRES), S. BEROU (Université Lyon2-Triangle-CNRS), J.-M. DENIS (Université de Marne-la-Vallée - CEE-CNRS), décembre 2008.
- N° 145 **Les retournements de l'improbable. Les conditions de la mobilisation collective des intermittents du spectacle et des salariés de grandes librairies et de centres d'appel**, par A. COLLOVALD (Université de Nantes), L. MATHIEU (CRPS), décembre 2008.
- N° 146 **La nouvelle méthode d'échantillonnage de l'enquête trimestrielle ACEMO depuis 2006. Amélioration de l'allocation de Neyman**, par Malik KOUBI et Sandrine MATHERN, février 2009.
- N° 147 **L'aide spécifique au secteur Hôtels-cafés-restaurants : quels effets sur l'emploi et la productivité ?**, par Fanny MIKOL et Juliette PONCEAU, avril 2009.
- N° 148 **L'effet du RSA sur l'équilibre du marché du travail**, par Fanny MIKOL et Véronique REMY (Dares), juin 2009.
- N° 149 **Évaluation de la réforme des retraites de 1993 : nouvelles estimations à partir des données de l'EIR et de l'EIC**, par Antoine BOZIO (Institute for fiscal studies - London et Cepremap - Paris), juin 2009.
- N° 150 **Les indicateurs Accidents du travail de la Dares : conception, champ et interprétation**, par Damien EUZENAT, juillet 2009.
- N° 151 **Les tensions sur le marché du travail par familles professionnelles de 1998 à 2008**, par M. MERON, N. TABET et X. VINEY (Dares), J.-L. ZANDA (Pôle emploi), octobre 2009.
- N° 152 **Trajectoire d'une cohorte de nouveaux inscrits à l'ANPE selon le FH-DADS**, par Thomas LE BARBANCHON, Augustin VICARD, décembre 2009.
- N° 153 **Quels effets attendre du RSA sur l'offre de travail et les salaires ? Un bilan des travaux sur l'EITC et le WFTC**, par F. MIKOL et V. REMY, janvier 2010.