

# ***L'Earned Income Tax Credit,* un crédit d'impôt ciblé sur les foyers de salariés modestes aux États-Unis**

**Olivier Bontout\***

---

*L'Earned Income Tax Credit (EITC)* est un crédit d'impôt bénéficiant aux foyers dans lesquels au moins une personne travaille. Les hausses de barème au cours de la décennie 90 en ont fait un mécanisme substantiel de soutien aux revenus des familles aux États-Unis.

En 1998, ce mécanisme concerne 19,5 millions de foyers, pour un coût d'environ 30 milliards de dollars, soit 1,8 % du budget fédéral. Il bénéficie surtout à des foyers composés de personnes jeunes, isolées et ayant au moins un enfant à charge. Même s'ils ne sont que partiellement mesurés, ses effets redistributifs semblent comparables à ceux des prestations de protection sociale sous conditions de ressources.

Les effets directs sur l'offre de travail apparaissent positifs, mais modestes au niveau agrégé. Les propriétés incitatives de l'*EITC* sont importantes surtout pour la transition du non-emploi vers l'emploi et sont particulièrement sensibles pour les personnes seules ayant des enfants. Ce dispositif aurait ainsi globalement contribué à la hausse des taux d'activité au cours de la période récente, tandis que les effets négatifs sur le volume d'heures travaillées auraient été moins importants. Les effets induits de l'*EITC* sur la demande de travail sont, en revanche, encore peu connus.

---

\* Olivier Bontout appartient à la Drees.  
Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

L'*Earned Income Tax Credit (EITC)* est un dispositif fiscal fédéral administré par l'*IRS (Internal Revenue Service)*, responsable de la collecte des impôts au niveau fédéral. C'est un crédit d'impôt destiné aux foyers ayant des revenus du travail modestes. Il est de plus essentiellement ciblé sur les foyers ayant des enfants à charge (cf. encadré 1).

## Un mécanisme de crédit d'impôts

Pour l'année budgétaire 1998, l'*EITC* touchait environ 19,5 millions de foyers pour un budget de 30,6 milliards de dollars, soit environ 1,8 % du budget fédéral. C'est actuellement le principal crédit d'impôts aux familles. Le système fiscal américain comporte en effet un autre crédit d'impôt général appliqué à l'ensemble des familles ayant des enfants. D'un montant nettement inférieur à celui de l'*EITC* (1), il représentait 3 milliards de dollars en 1997 et compense très partiellement l'absence de mécanisme de quotient familial. En outre, onze États ont mis en place un système de crédit d'impôts s'ajoutant à l'*EITC*, dans une proportion de 5 à 25 % du crédit fédéral (2).

## Un versement net direct aux ménages

Le montant de l'*EITC* augmente proportionnellement au revenu jusqu'à un premier seuil (phase d'entrée) ; il est ensuite constant jusqu'à un second seuil (phase de plateau) et décroît enfin en s'annulant à partir d'un troisième seuil (phase de sortie). Ce crédit est déduit du montant d'impôt sur le

revenu fédéral : s'il excède les impôts, la différence fait l'objet d'un versement direct, s'il est inférieur à l'impôt son montant diminue d'autant l'impôt dû. Aujourd'hui, 80 % environ des dépenses fédérales liées à l'*EITC* correspondent à des versements directs aux ménages.

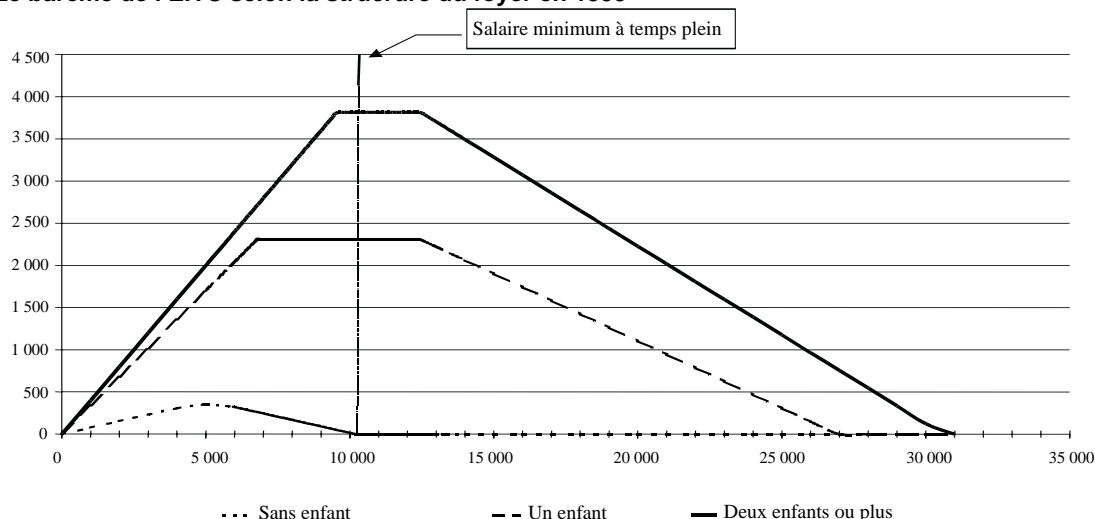
Le barème dépend du nombre d'enfants à charge, le montant maximum du crédit augmentant fortement avec le nombre d'enfants. Ainsi, en 1999, le crédit maximum pour un foyer sans enfants s'élève à 347 dollars, tandis qu'il vaut 2 312 dollars pour un foyer avec un enfant et 3 816 dollars pour un foyer avec au moins deux enfants (cf. graphique I).

L'*EITC* n'est pas à proprement parler un impôt négatif. Ne s'appliquant qu'aux foyers dans lesquels une personne travaille, il n'est pas universel. De plus, les bénéficiaires sont principalement des foyers ayant des enfants. Enfin, les barèmes de l'*EITC* ne sont pas totalement intégrés avec les barèmes de l'impôt sur le revenu fédéral, ce qui se traduit par une forme particulière de la courbe des taux marginaux d'imposition (cf. *infra*). Toutefois, comme l'impôt négatif, l'*EITC* donne lieu à un versement net direct aux ménages et pas seulement à une réduction d'impôts.

1. Ce crédit d'impôt général pour les foyers ayant des enfants représente des montants moindres que l'*EITC* (il était de 500 dollars par enfant en 1998, alors que le montant maximum de l'*EITC* était de 2 271 dollars pour un foyer ayant un enfant et de 3 756 dollars pour un foyer ayant au moins deux enfants).

2. Fin 1999, il s'agit du Colorado, du Texas, du Maryland, du Massachusetts, du Minnesota, de New York, du Wisconsin, du Vermont qui ont des crédits d'impôts donnant lieu à des versements nets et de l'Iowa, de l'Oregon et de Rhode Island, où les crédits d'impôts ne donnent pas lieu à des versements nets (Johnson, 1999).

Graphique I  
Le barème de l'*EITC* selon la structure du foyer en 1999



Source : IRS.

## La place de l'EITC dans le dispositif fédéral de protection sociale

L'EITC avait été créé, en 1975, dans une double perspective : d'une part, compenser les cotisations de sécurité sociale pour les familles salariées, et, d'autre part, inciter les familles à bas revenus à occuper un emploi. Les extensions progressives décidées en 1986, 1990 et 1993 ont rendu ce dispositif quantitativement important et mis l'accent sur le second objectif. Dans le même temps, des réformes de plus en plus profondes du système traditionnel du *welfare* ont été mises en œuvre (cf. encadré 2). La baisse des dépenses militaires et l'environnement économique particulièrement favorable ont permis une hausse globale des dépenses de protection sociale entre 1990 et 1995. Après

une hausse rapide au début des années 80, suivie par une baisse progressive jusqu'en 1989 à un niveau légèrement supérieur à 9 % du PIB, la part des dépenses fédérales de protection sociale (retraites publiques, santé et soutien aux revenus) dans le PIB a ainsi augmenté rapidement au début des années 90, se stabilisant à un niveau légèrement supérieur à 11 %. La baisse importante des dépenses militaires (d'un niveau de plus de 6 % du PIB au milieu des années 80 à 3,2 % en 1998) en a été la principale contrepartie.

De plus, après avoir représenté entre 1,2 et 1,4 % du PIB depuis 1975, les dépenses fédérales de soutien aux revenus (comprenant, outre l'EITC, essentiellement des prestations d'assistance sous conditions de ressources comme les aides

### Encadré 1

#### L'ÉLIGIBILITÉ À L'EARNED INCOME TAX CREDIT (EITC)

L'EITC avait initialement été créé en 1975 comme une mesure temporaire et a été rendu permanent en 1978. Depuis 1979, le crédit d'impôt peut être versé à l'avance sur la fiche de paie, mais cette formule ne concerne qu'une très petite minorité des bénéficiaires (1 % en 1992).

#### Les modifications successives depuis 1975

Dans sa forme initiale et jusqu'à la moitié de la décennie 80, l'EITC représentait des montants relativement faibles, son coût ne dépassant pas 2 à 3 milliards de dollars 1998. Il était alors attribué uniquement aux personnes ayant des enfants. L'extension de 1986 a consisté en un relèvement des barèmes et en l'indexation des barèmes sur l'inflation. En 1990, le barème est augmenté et différencié selon le nombre d'enfants à charge (un enfant, deux enfants ou plus). En 1993, deux crédits supplémentaires créés en 1990 sont supprimés et le dispositif est étendu aux ménages sans enfant (pour un montant plus faible, de l'ordre de 300 dollars). De plus, une augmentation des barèmes sur trois ans à partir de 1994 était prévue pour les personnes ayant au moins un enfant. Ces dernières hausses de barème ont été les plus importantes.

#### Les règles actuelles d'éligibilité à l'EITC

Pour être éligible à l'EITC le bénéficiaire doit remplir des conditions de ressources et remplir sa déclaration de revenus sous n'importe quel statut, excepté celui de marié faisant une déclaration séparée. Le calcul de l'EITC est, de plus, différent selon le nombre d'enfants *qualifiants*.

Un enfant est considéré comme *qualifiant* s'il remplit, avec le bénéficiaire, des conditions de relation, de résidence et d'âge. Les conditions de relation sont remplies si l'enfant est fils, fille, enfant adoptif, petit enfant, beau-fils ou belle-fille du bénéficiaire. Les

conditions d'âge sont remplies si l'enfant a moins de 19 ans ou moins de 24 ans et est étudiant à temps complet et quel que soit l'âge s'il est handicapé de manière permanente. Enfin, les conditions de résidence sont remplies si l'enfant vit chez le bénéficiaire au moins la moitié de l'année (toute l'année pour un enfant adopté). Si le bénéficiaire n'a pas d'enfant qualifiant, les conditions d'obtention de l'EITC sont, en plus des conditions de revenu, d'avoir entre 25 et 65 ans.

La définition du revenu pour le calcul de l'EITC comprend les revenus du travail et exclut les allocations de protection sociale. S'il est supérieur au revenu, le « revenu brut ajusté » (« *adjusted gross income* » ou AGI) est utilisé pour le calcul des ressources.

Le revenu pris en compte pour l'EITC se décompose en une partie taxable (principalement les salaires) et une partie non taxable (essentiellement les retenues sur salaires volontaires comme celles pour les plans d'épargne retraite). En plus de ces revenus, l'AGI comprend des ressources provenant des revenus d'investissement, des pensions alimentaires et des allocations chômage, une condition d'éligibilité sur les revenus imposant un seuil de 2 200 dollars sur les revenus d'investissement (montant indexé sur l'inflation).

Depuis 1996, certaines pertes peuvent être déduites du revenu brut ajusté. De plus, les montants perçus au titre des allocations du *welfare* et du *workfare* ne sont pas comptabilisés comme du revenu au sens de l'EITC. Depuis 1996, les bénéficiaires du *workfare* doivent participer à des activités de remise au travail, mais les salaires provenant d'activités subventionnées par l'État et de la participation aux services communautaires ne sont pas pris en compte dans les ressources. Enfin, depuis 1990, l'EITC ne peut plus être comptabilisé comme un revenu ou une ressource pour déterminer l'éligibilité à l'AFDC, à Medicaid, au SSI, aux Food Stamps et au Low Income Housing Program (cf. encadré 2).

## Encadré 2

### LA RÉFORME DU WELFARE

La réforme du *welfare* aux États-Unis s'est mise en place progressivement depuis le début de la décennie 90 (1). Elle a principalement porté sur le programme *AFDC (Aid to Families with Dependant Children)*, programme fédéral d'aide aux familles pauvres. Entre 1990 et 1996, il y a eu une multiplication du nombre de dérogations (*waivers*) accordées aux États leur permettant de modifier les conditions d'attribution dans le sens d'une plus forte participation des bénéficiaires à des activités imposées (au premier rang desquelles le travail salarié non subventionné).

En 1996, la loi fédérale a été modifiée par l'adoption de la *Personal Responsibility and Work Opportunity Reconciliation Act (PRWORA)*, l'*AFDC* étant remplacée par le *TANF (Temporary Assistance for Needy Families)*. L'autonomie de gestion des États est accrue, en particulier en leur laissant le choix de définir les conditions d'éligibilité en plus des barèmes de ce programme financé à hauteur d'environ 55 % par des fonds fédéraux. De plus, de nouvelles contraintes sont introduites, fixant à 5 ans la durée cumulée maximale de perception du *TANF* et imposant aux États des objectifs de participation de la population bénéficiaire du *TANF* à certains programmes d'activité, dont l'activité salariée non subventionnée.

La réforme de 1996 a porté, dans une moindre mesure, sur le programme d'aide alimentaire (*Food Stamps*). Il s'agit d'un programme fédéral fournissant des bons alimentaires, dont le montant varie en fonction de la composition du ménage. Il couvrait environ 27 millions de personnes en 1996, pour un coût de 27 milliards de dollars.

1. Pour une description de cette réforme et de ses effets, cf. Dollé (2000) et Gilles (2000).

alimentaires, au logement, les prestations aux personnes âgées et handicapées et le *TANF (Temporary Assistance for Needy Families)* ont aussi augmenté plus vite que le PIB entre 1990 et 1995, passant de 1,2 % à 1,7 % du PIB. Depuis 1995, elles se sont stabilisées en dollars constants et leur part dans le PIB est revenue à 1,5 % environ. Ainsi, la montée en charge de l'*EITC*, pendant la première moitié de la décennie 90, s'est effectuée davantage par un accroissement des moyens que par des redéploiements, les dépenses fédérales de soutien aux revenus connaissant, entre 1990 et 1995, une hausse de l'ordre de 43 milliards de dollars 1998, à laquelle la montée en charge de l'*EITC* contribue pour un quart environ. La structure des dépenses de soutien aux revenus s'est ainsi modifiée et, depuis 1995, les dépenses au titre de l'*EITC* se substituent partiellement à celles de l'aide traditionnelle aux familles et de l'aide alimentaire, en part du budget fédéral de prestations de soutien aux revenus.

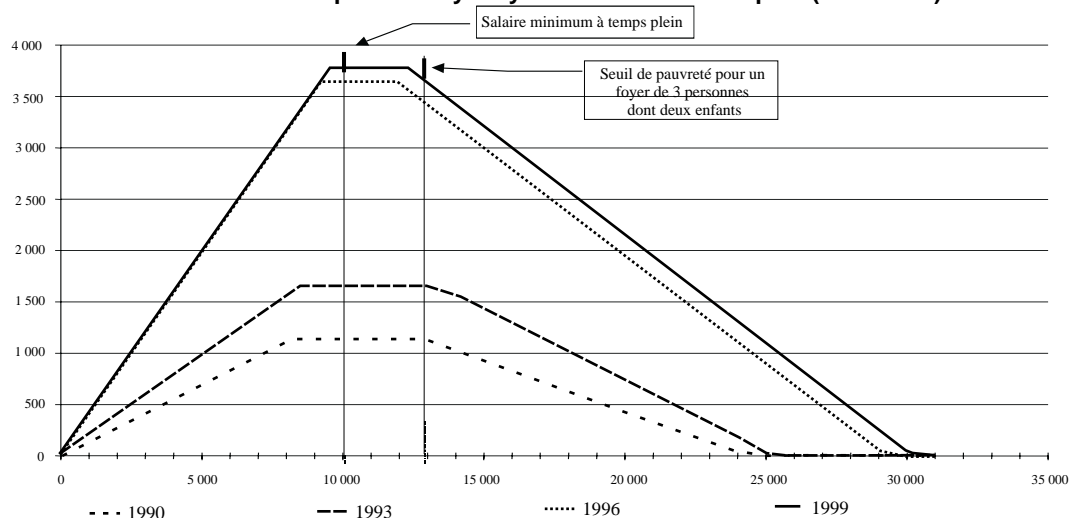
### Un dispositif en expansion rapide depuis 1990

La réforme de 1986, puis celles de 1990 et 1993, ont augmenté les barèmes de l'*EITC* de manière importante. Il en a résulté une forte hausse du nombre de personnes couvertes ainsi que des coûts associés.

Le barème a nettement augmenté depuis le début des années 90, notamment pour les personnes ayant deux enfants (cf. graphique II). En 1998, pour un foyer ayant deux enfants, l'*EITC* vaut 3 756 dollars dans une tranche de revenus comprise

Graphique II

### Évolution du barème de l'EITC pour un foyer ayant deux enfants ou plus (1990-1999)



Lecture : données en dollars 1998. Les traits verticaux représentent, pour 1999, le salaire minimum à temps plein (5,15 dollars par heure depuis le 1<sup>er</sup> septembre 1997) ainsi que le seuil de pauvreté pour un foyer constitué d'un adulte et de deux enfants (13 133 dollars).  
Source : Green Book (1998).

entre 9 390 dollars et 12 260 dollars, puis diminue progressivement pour s'annuler à partir de 30 095 dollars. Un emploi à temps plein au salaire minimum (10 300 dollars de salaires annuels (3)) donne droit au crédit maximum (cf. tableau 1). Pour une famille composée d'un adulte et de deux enfants, ayant des revenus du travail correspondant au seuil de pauvreté (13 133 dollars en 1998), le crédit d'impôt était de 3 572 dollars, légèrement inférieur à son maximum.

Pour un foyer sans enfant, le crédit d'impôt s'annule à partir d'un temps plein annuel au salaire minimum. Au contraire, pour les foyers ayant des enfants, le travail à temps plein d'une personne toute l'année au salaire minimum donne droit au crédit maximum. Mais le crédit est faible voire nul pour les personnes isolées travaillant au salaire médian toute l'année et à temps plein. Pour les couples mariés ayant des enfants et dont les deux conjoints travaillent au salaire médian le crédit d'impôt est nul, mais il reste important quand les deux conjoints travaillent au salaire minimum.

La hausse du nombre de bénéficiaires et des coûts associés au programme depuis la réforme de 1986 est importante (cf. graphique III). L'extension en 1993-1994 de l'*EITC* aux foyers sans enfant a touché 4 millions de nouveaux foyers en 1994, pour un coût de 0,7 milliard de dollars. Depuis 1994, le nombre de bénéficiaires reste stable tandis que les coûts continuent à croître, reflétant les hausses de barèmes.

### Un taux de recours élevé...

L'*EITC*, directement délivré par l'administration fiscale, est caractérisé par un taux de recours élevé, mais aussi par des défaillances dans le versement du crédit. Le taux de participation, c'est-à-dire la fraction des familles éligibles qui perçoit

3. Ce salaire annuel est calculé sur la base du salaire minimum horaire de 5,15 dollars, pour un temps de travail annuel de 2 000 heures. Les données préliminaires fournies par le Département du travail (1998) pour 1997 indiquent un salaire annuel au salaire minimum de 10 712 dollars et de 9 880 dollars en 1996.

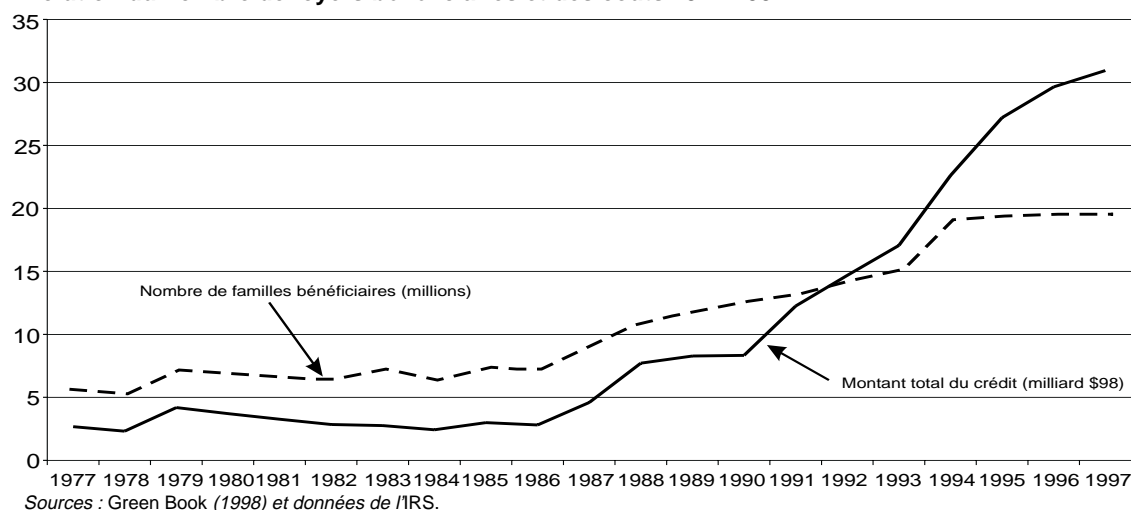
Tableau 1  
Montant de l'*EITC* dans différents cas de figure en 1998

	Montant des salaires	Montant de l' <i>EITC</i>		
		Foyers avec au moins deux enfants	Foyers avec un enfant	Foyers sans enfant
Salaire minimum (mi-temps)	5 150	2 060	1 750	341
Salaire minimum (temps plein)	10 300	3 756	2 271	0
Salaire moyen	34 068	0	0	0
Deux salaires minimums à mi-temps	10 300	3 756	2 271	0
Deux salaires minimums (un mi-temps et un temps plein)	15 450	3 085	1 760	0
Deux salaires minimums à temps plein	20 600	2 000	940	0
Deux salaires médians	53 300	0	0	0

Lecture : ces calculs correspondent à des emplois occupés en année pleine, à l'exception du salaire médian et du salaire moyen qui regroupent toutes les formes de durée du travail (données en dollars courants).

Sources : données de salaires pour les personnes de 25 ans et plus, Census Bureau (CPS de mars 1999) ; Green Book (1998) et calculs de l'auteur.

Graphique III  
Évolution du nombre de foyers bénéficiaires et des coûts 1977-1997



effectivement l'*EITC*, est difficile à évaluer car il faut pour cela croiser des données sur les ménages (familles éligibles) et des données fiscales (familles bénéficiaires). Utilisant des données du *SIPP* (4) de 1990, Scholz (1994) trouve que de 80 à 86 % des personnes éligibles ont effectivement reçu le crédit. Ce taux de participation est élevé en comparaison avec les autres prestations de protection sociale. Blank et Ruggles (1996) l'estiment entre 62 et 72 % pour l'*AFDC* (*Aid to Families with Dependant Children*) et entre 54 et 66 % pour les bons d'alimentation d'après les panels *SIPP* de 1986 et 1987.

### ... mais des indus importants

Durant les années passées, un grand nombre de personnes ont demandé et reçu l'*EITC* sans y avoir droit. Ce phénomène prend des formes diverses, allant des erreurs non intentionnelles dans l'établissement des demandes (par exemple, des parents divorcés déclarant le même enfant) à la fraude. Une des principales causes tient à ce que les bénéficiaires déterminent seuls leur éligibilité, tandis que l'*IRS* a peu de moyens de vérification avant que le crédit ne soit versé, à la différence des allocations du *welfare*, pour lesquelles les conditions d'éligibilité sont vérifiées avant le versement de l'allocation. Ainsi l'*IRS* peut vérifier les salaires versés (grâce aux numéros de sécurité sociale, dont la déclaration a été rendue obligatoire au moment de la demande de l'*EITC* à partir de 1996) mais n'a cependant pas accès à certains éléments du revenu pris en compte dans l'*EITC*, comme par exemple les cotisations volontaires à des plans de retraite. De plus, environ deux tiers des erreurs portaient sur le nombre d'enfants *qualifiants* (cf. encadré 2), l'erreur sur la condition de résidence des enfants étant la plus répandue.

Une étude de l'*IRS* de juillet 1997 estimait qu'en 1994, pour une dépense de 17,2 milliards de dollars, 4,4 milliards de dollars, soit 26 % (avec un intervalle de confiance de 5 %) étaient versés à tort. D'après le *Green Book* de 1996, ces taux d'indus étaient plus faibles pour les programmes traditionnels du *welfare* : 6,1 % pour l'*AFDC* en 1993 et 7,3 % en 1995 pour les bons alimentaires (*food stamps*).

En 1997, quatre propositions du Département du Trésor ont été retenues dans le but de réduire les indus. Il s'agit d'imposer certaines contraintes aux préparateurs de dossiers, de faire en sorte que l'on puisse refuser pendant 10 ans l'*EITC* aux personnes qui le demandent frauduleusement et pendant deux ans à ceux qui appliquent mal certaines règles

de calcul, que les personnes concernées par de telles procédures de refus par l'*IRS* ne puissent pas demander l'*EITC* dans les années suivantes sans que leur dossier ne soit à nouveau certifié par l'*IRS*, de permettre à l'*IRS* (pour rembourser les indus) de prélever à la source 15 % des allocations chômage et des allocations de protection sociale sous conditions de ressources. Un rapport du *General Accounting Office* (5) (*GAO*, 1997b) indique, d'autre part, qu'aucune information n'a été trouvée sur la manière dont l'*IRS* a utilisé par le passé des sanctions pour les demandes frauduleuses de l'*EITC*, ni sur la suite donnée aux éventuelles demandes ultérieures des parties sanctionnées. Enfin, durant l'année fiscale 1998, l'*IRS* a mis en place un plan quinquennal visant à réduire les indus par une nouvelle amélioration du service et de l'information au public.

### Un foyer sur cinq est bénéficiaire

Environ 19 millions de foyers étaient bénéficiaires en 1994, dont 15 millions ayant des enfants et 4 millions sans enfants. Ainsi, à peu près 20 % des 97 millions de foyers américains bénéficiaient de l'*EITC*, la proportion étant plus importante (44 %) pour les 34 millions de familles ayant des enfants de moins de 18 ans. Les versements aux bénéficiaires sans enfant ne correspondaient, cependant, qu'à 3 % des dépenses totales.

D'après une étude du *GAO* de 1996, les bénéficiaires étaient surtout des personnes isolées (environ les deux tiers des bénéficiaires remplissaient leur déclaration fiscale comme chefs de foyer ou comme célibataires, alors que les bénéficiaires mariés étaient 22 % dans les deux premières phases et 41 % dans la phase de sortie) et près des deux tiers des bénéficiaires avaient entre 25 et 44 ans. De plus, les bénéficiaires sont majoritairement dans la phase de sortie (proportion de l'ordre de 60 %, alors qu'elle est de 15 % dans le plateau et de 25 % dans la phase d'entrée) et les personnes dans la phase de sortie du dispositif sont plus nombreuses à être proches du plateau que du seuil de sortie.

4. Le *SIPP* (Survey of Income and Program Participation) est une enquête mensuelle auprès de 8 000 foyers environ conduite par le Census Bureau. Elle fournit des informations sur les sources de revenus des personnes et des familles participant à certains programmes d'aide sociale comme l'*AFDC/TANF* ainsi que leurs liens avec le marché du travail. Les informations sont hebdomadaires et portent sur une durée de 4 mois.

5. Le *General Accounting Office* (*GAO*), est un organisme chargé par le Congrès d'examiner les questions relatives aux finances publiques ; il effectue des audits et des évaluations des différents programmes.

On dispose néanmoins de peu d'informations sur les motifs de sortie de l'*EITC*. Le *GAO* (1997a) estime que, parmi les personnes qui ont bénéficié une année donnée de l'*EITC* entre 1990 et 1994, la moitié l'ont demandé les deux années suivantes (donc pour trois années consécutives), un quart l'ont demandé l'une des deux années suivantes, alors qu'un quart ne faisait plus de demande au cours de ces deux années. Les deux tiers des bénéficiaires sortant de l'*EITC* faisaient une déclaration de revenus dans les deux années suivant leur sortie de l'*EITC*, ce qui signifierait, selon la typologie du *GAO*, que les deux tiers des sorties se feraient par un emploi mieux rémunéré que le seuil de sortie.

### Des effets redistributifs importants...

Les effets redistributifs de l'*EITC* ne sont que partiellement mesurés, mais semblent comparables à ceux des prestations de protection sociale sous conditions de ressources et seraient particulièrement sensibles pour les enfants.

La mesure des effets redistributifs du système fiscal-social est souvent faite aux États-Unis en estimant le nombre de personnes dont le revenu dépasse le seuil de pauvreté grâce à la perception de différentes prestations. Il s'agit néanmoins d'une mesure partielle, puisque les effets des prestations ne se concentrent pas nécessairement au niveau du seuil de pauvreté mais peuvent également toucher d'autres tranches de la distribution des revenus (comme par exemple pour l'*EITC*).

Le seuil de pauvreté est défini aux États-Unis de manière absolue et non de manière relative ; il varie avec la composition du foyer. Établi au début des années 60, il représentait alors environ trois fois le montant monétaire du panier de biens correspondant à l'*economy food plan*, un programme alimentaire d'urgence développé par le ministère de

l'Agriculture (6). Il a ensuite été modifié en rapport au panier de biens définissant l'*economy food plan* et depuis 1969 il est indexé sur l'indice des prix à la consommation.

Le principe adopté dans le *Green Book* (1998) consiste à mesurer la différence entre le nombre de personnes qui seraient sous le seuil de pauvreté si une prestation donnée ne leur était pas attribuée et le nombre de personnes effectivement sous le seuil de pauvreté une fois pris en compte le versement de cette prestation. Pour cela, différentes définitions du revenu sont considérées (cf. tableau 2).

La définition de référence du revenu désigne le revenu avant taxes et impôts, avant prestations sociales non monétaires et avant gains en capital. En revanche, elle inclut les prestations sociales monétaires (comme par exemple les retraites, les allocations chômage, l'*AFDC/TANF* ou le *SSI*), mais n'inclut ni l'*EITC* ni les prestations non monétaires sous conditions de ressources, comme les bons alimentaires et les aides au logement.

La définition de référence indique que 34,5 millions de personnes vivaient, aux États-Unis, sous le seuil de pauvreté en 1998, soit un taux de pauvreté de 12,7 %. Si l'on retranche à cette définition du revenu les impôts fédéraux et ceux des États et si l'on y ajoute les gains nets en capital, ce taux reste quasiment inchangé à 12,8 %. Lorsque l'on ajoute le montant de l'*EITC* à cette nouvelle définition du revenu, le taux de pauvreté est ramené à 11,1 %, soit 30,2 millions de personnes et donc 4,3 millions de personnes en moins, ce qui est plus du double qu'en 1993 (7).

6. Les études du ministère de l'Agriculture à partir de données sur la consommation des ménages en 1955 indiquaient en effet que, pour les ménages de trois personnes ou plus, les dépenses alimentaires représentaient de l'ordre d'un tiers des ressources (après impôts). Le facteur multiplicatif valait 3,7 pour les familles de deux personnes.

7. Council of Economic Advisers (1998).

Tableau 2  
Le taux de pauvreté aux États-Unis en 1998

Définition du revenu	Taux de pauvreté (en %)	Nombre de personnes (en millions)
(1) – prestations de sécurité sociale générales (retraites, allocations chômage, etc.)	19,4	52,6
(1) – prestations sociales monétaires sous conditions de ressources ( <i>TANF</i> , <i>SSI</i> , etc.)	13,6	36,8
(1) – impôts* + gains nets en capital	12,8	34,6
<b>Définition officielle (1)</b>	<b>12,7</b>	<b>34,5</b>
(1) + aide au logement	12,2	33,2
(1) + bons alimentaires	12,2	33,0
(1) – impôts* + gains nets en capital + <i>EITC</i>	11,1	30,2

Lecture : (\*) les impôts regroupent les impôts sur le revenu fédéraux et ceux des États.

Source : Census Bureau, CPS de mars 1999.

En comparaison, si l'on avait retranché de la définition officielle du revenu le montant des prestations de sécurité sociale qui ne sont pas sous conditions de ressources (principalement retraites et assurance chômage), le taux de pauvreté serait passé de 12,7 % à 19,4 %. De la même manière, si l'on avait retiré les prestations monétaires sous conditions de ressources (*TANF*, *SSI* et autres prestations monétaires sous conditions de ressources), le taux de pauvreté serait passé de 12,7 % à 13,6 %. Enfin, la prise en compte des bons alimentaires ou des aides au logement aurait ramené le taux de pauvreté à 12,2 %.

### ... qui bénéficient surtout aux enfants

Comme l'*EITC* bénéficie essentiellement aux foyers ayant des enfants, c'est pour ceux-ci que

son effet redistributif est le plus sensible. Selon le *Green Book* (1998), l'effet combiné de l'*EITC*, des cotisations de sécurité sociale et des impôts sur le revenu permettait ainsi, en 1996, à 1,2 million d'enfants de dépasser le seuil de pauvreté, alors que les allocations monétaires sous conditions de ressources le permettaient à 1 million d'enfants et que 1,9 million d'enfants dépassaient le seuil de pauvreté du fait des bons alimentaires, des aides au logement et des cantines scolaires. De même, en séparant l'effet propre de l'*EITC* du reste du système fiscal et de l'ensemble des prestations et cotisations sociales, Porter *et al.* (1998) indiquent que l'*EITC* serait le programme le plus important concernant la pauvreté des enfants puisqu'il aurait permis à 2,4 millions d'enfants de dépasser le seuil de pauvreté en 1996.

#### Encadré 3

### L'ARBITRAGE ENTRE TRAVAIL ET LOISIR

Dans la formalisation néo-classique de l'arbitrage travail/loisir, la personne maximise une fonction d'utilité à deux arguments, la consommation et le loisir, sous une contrainte de budget dépendant de son salaire et des revenus non salariaux (la consommation désignant le panier de biens agrégé consommé par l'agent et le loisir l'ensemble du temps libre disponible pour l'agent, une fois retranché le temps de travail). La contrainte budgétaire est, en réalité, le plus souvent linéaire par morceaux du fait, par exemple, de la progressivité des impôts, de taux de salaire différents pour les heures supplémentaires ou de coûts fixes de recherche d'emploi. Le choix du nombre d'heures travaillées est aussi le plus souvent contraint, ce qui pose des problèmes d'évaluation empirique. Le modèle peut être amendé de nombreuses manières : prise en compte de la production domestique, substitution inter-temporelle du loisir, décisions intra-familiales. De plus, les choix peuvent être liés à une fonction d'utilité agrégée du foyer ou aux utilités propres de ses membres, de manière non coopérative (en prenant l'offre de loisir des autres membres du foyer fixe) ou non, ce qui a un impact sur l'efficacité du choix final (Chiappori, 1988, 1992 ; Bourguignon et Chiappori, 1992 ; Fermanian et Lagarde, 1999). La pertinence relative des modèles est cependant difficilement distinguable empiriquement.

De manière générale, dans le cas d'une hausse du taux de salaire horaire net (ou de baisse du taux d'imposition), il y a à la fois une incitation à augmenter l'offre de travail, puisque le travail est mieux rémunéré (c'est l'effet de substitution travail/loisir) et une incitation à réduire l'offre de travail car la hausse du salaire horaire procure une hausse du revenu à offre de travail constante (c'est l'effet de revenu). L'effet d'une variation du salaire horaire net est donc *a priori* ambigu. C'est la raison pour laquelle on distingue les élasticités compensées (effet de substitution seul) des élasticités non

compensées (effets substitution et effet revenu). Les élasticités du nombre d'heures travaillées au salaire ont fait l'objet de nombreuses estimations, mais les estimations d'élasticités du taux d'activité sont moins nombreuses.

#### L'élasticité de l'offre de travail aux revenus

Les mesures de l'élasticité de l'offre de travail aux revenus sont néanmoins plutôt dispersées. Les raisons en sont nombreuses : hétérogénéité de la situation des agents, nécessité de distinguer la décision d'activité de celle de modification du nombre d'heures travaillées, caractère volontaire ou contraint de cette offre, complexité des contraintes budgétaires résultant en particulier des systèmes fiscaux. On considère néanmoins généralement que les élasticités de l'offre de travail au salaire sont positives, l'effet de substitution dominant l'effet revenu et que celles des femmes mariées sont positives et plus importantes que celles de leurs conjoints. Blundell (1993) recense différentes valeurs d'élasticité compensées et non compensées issues de différentes études. L'élasticité revenu est négative et comprise entre - 0,03 et - 0,45 pour les femmes mariées et entre - 0,36 et - 0,98 pour les hommes mariés. L'élasticité salaire non compensée varie entre + 0,1 et + 0,65 pour les femmes mariées et entre - 0,33 et + 0,03 pour les hommes mariés.

Le modèle néo-classique de l'arbitrage travail/loisir fournit donc un cadre général d'analyse des effets de la fiscalité sur l'offre de travail. L'approche par les taux marginaux d'imposition ne prend toutefois en compte que l'incitation monétaire immédiate à exercer une activité, alors que d'autres éléments peuvent intervenir en matière de comportement d'offre de travail, comme par exemple les perspectives ultérieures d'emploi ou la recherche d'un statut social.

## Un dispositif incitatif à la reprise d'emploi ?

Dans un contexte de croissance forte et de taux de chômage de plus en plus faible, la montée en charge de l'*EITC* avait pour but d'inciter les foyers et tout particulièrement les parents à (re)prendre une activité. L'accent était ainsi mis sur la transition du non-emploi vers l'emploi, considérée comme socialement plus utile que l'augmentation du nombre d'heures travaillées.

L'analyse des propriétés de l'*EITC* met en lumière à la fois ses effets incitatifs pour la transition du non-emploi vers l'emploi et la présence d'effets désincitatifs dans la phase de sortie du dispositif. Les effets induits de l'*EITC* sur les salaires et la demande de travail sont, en revanche, moins connus.

### Une incitation à la reprise d'emploi mais aussi à réduire le nombre d'heures travaillées

L'étude des effets de l'extension de l'*EITC* sur l'offre de travail peut être replacée dans le cadre général des interactions entre la fiscalité et l'offre de travail (cf. encadré 3). Ces effets sont, en général, abordés par l'analyse des taux marginaux d'imposition (TMI), qui mesurent la part des revenus d'activité supplémentaires qui ne vont pas directement au bénéficiaire, du fait de moindres prestations sociales ou d'un surcroît de prélèvements obligatoires.

Considéré isolément, l'*EITC* induit des taux marginaux d'imposition négatifs dans la phase d'entrée, nuls dans le plateau et positifs dans la phase de sortie. Les effets incitatifs sur l'offre de travail dépendent donc de la situation du bénéficiaire dans le dispositif. On peut distinguer les effets sur le taux d'activité de ceux sur le nombre d'heures travaillées par les personnes occupant déjà un emploi.

Pour les personnes seules passant du non-emploi à l'emploi, l'effet de substitution, associé à un salaire après taxes plus élevé du fait de l'*EITC*, fournit sans ambiguïté une incitation au travail. Toutefois, pour les couples bi-actifs, l'*EITC* peut induire une incitation opposée pour le second salaire. On peut le remarquer en considérant le choix de l'offre de travail du couple comme séquentiel. Le choix de la première personne est alors identique à celui d'une personne seule. Pour la seconde personne, l'*EITC* est souvent dans la phase de sortie et la prise d'une

activité est alors confrontée à un taux d'imposition marginal élevé (de l'ordre de 60 %, cf. *infra*).

Pour les personnes déjà actives et dans la phase d'entrée du dispositif, l'effet sur le nombre d'heures travaillées est généralement positif, l'effet de substitution dominant l'effet revenu. Pour les personnes dans la phase intermédiaire (plateau) seul un effet revenu subsiste, produisant une incitation à réduire le nombre d'heures de travail. Enfin, dans la phase de sortie, les effets revenus et substitution négatifs s'ajoutent, produisant à nouveau une incitation à réduire le nombre d'heures travaillées.

### L'interaction avec le système fiscal

Ces propriétés de l'*EITC* interfèrent avec celles de l'ensemble du système d'imposition, en particulier avec l'impôt sur le revenu fédéral et celui des États ainsi que les cotisations de sécurité sociale, mais aussi avec les prestations de protection sociale sous conditions de ressources et les taux d'imposition implicites qui leur sont associés. On aborde d'abord l'interaction entre l'*EITC* et l'impôt sur le revenu fédéral puis on intègre deux des principales prestations monétaires sous conditions de ressources, l'aide aux familles pauvres et l'aide alimentaire. On n'intègre pas dans les calculs qui suivent les cotisations de sécurité sociale car elles sont proportionnelles (7,65 % pour la part salarié et autant pour la part employeur). Les taux marginaux d'imposition calculés sont donc des taux apparents (8).

L'interaction avec l'impôt sur le revenu fédéral (IR) est illustrée ici dans le cas d'un foyer composé d'une personne seule (chef de foyer) et ayant au moins deux enfants, en utilisant les barèmes de l'année 1998 (9). On ne considère que des revenus inférieurs à 50 000 dollars annuels, ce qui restreint l'impôt sur le revenu fédéral à ses deux premières tranches (la première tranche est à un taux marginal d'imposition de 15 %, la seconde à 28 %). L'interaction entre *EITC* et IR induit, en vertu du mécanisme de l'impôt négatif, des taux d'impo-

8. L'intégration de ces cotisations proportionnelles reviendrait à rajouter 7,65 % aux TMI apparents obtenus pour obtenir les TMI sur le salaire brut (ou le double, soit 15,3 % pour le TMI sur le salaire super-brut), ce qui ne modifierait toutefois pas les résultats présentés, quant aux propriétés des différents dispositifs étudiés.

9. L'allure de la courbe des taux d'imposition marginaux reste néanmoins la même pour les personnes avec un enfant ou sans enfant, ainsi que pour les couples (Bontout, 1999). Le revenu imposable se calcule comme la somme des revenus moins une déduction forfaitaire (ou la somme d'un certain nombre de déductions). Dans un souci de simplification, on utilise ici les déductions forfaitaires.

sition moyens et marginaux négatifs pour des revenus inférieurs à 20 000 dollars de revenus nets annuels. Ainsi, pour ce type de foyer, le système fiscal (IR et *EITC*) est neutre pour un revenu annuel de 20 000 dollars environ : il donne lieu à un versement net direct pour des revenus inférieurs et à un prélèvement pour des revenus supérieurs.

Dans la phase de sortie de l'*EITC*, les TMI valent 36 %, ce qui est davantage que les taux des deux premières tranches de l'impôt sur le revenu fédéral (cf. graphique IV, le taux de la troisième tranche de l'IR étant de 31 %, ce taux de 36 % correspond à celui de la quatrième tranche de l'impôt sur le revenu). À la sortie du dispositif, entre 30 000 et 40 000 dollars de revenus annuels, les taux marginaux d'imposition retombent à 15 %. Cette hausse des TMI est caractéristique de la réduction d'une prestation qui induit nécessairement un taux marginal implicite positif : dans la phase de sortie de l'*EITC*, le TMI est nécessairement supérieur aux 15 % de la première tranche de l'impôt sur le revenu fédéral.

L'*EITC* contribue à augmenter les taux marginaux d'imposition pour les salaires inférieurs au seuil du début de la phase de sortie du dispositif, soit 12 260 dollars pour les familles avec enfants (niveau comparable au seuil de pauvreté d'une famille de trois personnes dont deux enfants) et 5 570 dollars pour celles sans enfant. Par ailleurs, les TMI ne restent négatifs que dans la phase d'entrée du

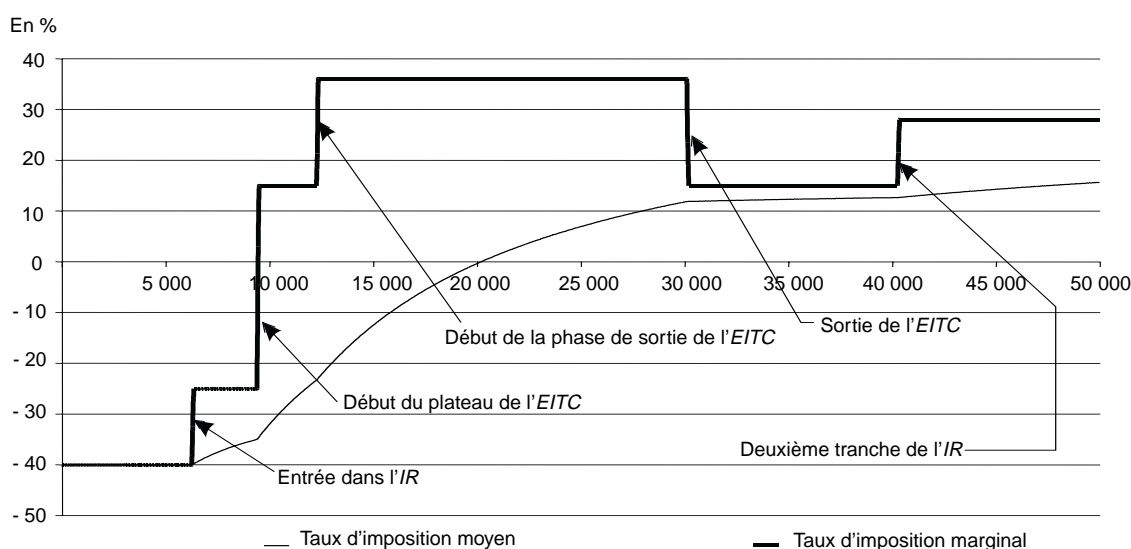
dispositif (- 40 % au début, puis - 25 % lorsque l'abattement forfaitaire de l'impôt sur le revenu fédéral ne joue plus). L'*EITC* incite donc à entrer sur le marché du travail, mais pas à augmenter l'offre de travail des personnes qui ont déjà un emploi.

Le barème de l'*EITC* n'a donc pas été calculé pour former avec l'impôt sur le revenu fédéral un mécanisme général d'impôt négatif : la courbe des taux marginaux n'est pas monotone. Il induit des taux d'imposition moyens et marginaux négatifs et en se rajoutant au système fiscal en modifie les propriétés.

### Les incitations monétaires associées aux prestations sociales

Il s'agit cependant d'une analyse partielle puisqu'elle ne tient compte ni des prestations de protection sociale ni des cotisations de sécurité sociale ni enfin d'autres éléments du système d'impôts sur le revenu (impôts propres aux États, crédits d'impôts propres aux États, autres crédits d'impôts fédéraux, en particulier pour les enfants). Pour une analyse plus complète, on introduit les prestations *TANF* (*Temporary Assistance for Needy Families*) et les bons alimentaires (*food stamps*) qui génèrent des taux marginaux d'imposition implicites plus élevés dans leurs phases de sortie (cf. encadré 4).

Graphique IV  
Les taux marginaux d'imposition (TMI) associés à l'*EITC* et l'impôt sur le revenu (IR) pour une personne seule avec deux enfants



Sources : Green Book (1998) et calculs de l'auteur.

La prise en compte de ces deux allocations permet une description plus réaliste des incitations monétaires associées aux différentes prestations. L'ensemble des prestations apporte ainsi un soutien aux revenus jusqu'à des revenus salariaux d'environ 20 000 dollars annuels pour une personne seule ayant deux enfants (cf. graphique V). Par ailleurs, pour que le revenu disponible atteigne le seuil de pauvreté (13 133 dollars en 1998 pour une personne seule ayant deux enfants), les revenus salariaux doivent être de l'ordre de 11 700 dollars si l'on ne tient compte que du *TANF* et des bons alimentaires et de l'ordre de 7 100 dollars lorsque l'on introduit l'*EITC*.

Leur interaction avec l'*EITC* et l'impôt sur le revenu fédéral est illustrée dans le graphique VI. L'irrégularité de cette courbe provient de ce que les différents barèmes ne sont pas raccordés et fait apparaître la complexité du système, dont on ne retient pourtant ici que les principaux éléments.

L'*EITC* réduit les taux d'imposition marginaux pour des revenus salariaux annuels inférieurs à environ 8 500 dollars tandis que, pour des revenus supérieurs, ces taux sont plus élevés, atteignant en particulier 60 % entre 12 300 et 17 400 dollars. Il en résulte que l'*EITC* peut contribuer à la formation d'une trappe à bas salaire. Ensuite, le *TANF* et les bons alimentaires s'annulent et on retrouve les propriétés de l'*EITC* et de l'impôt sur le revenu fédéral.

Cela se traduit sur les taux d'imposition associés au passage du non-emploi à un emploi au salaire minimum à mi-temps, puis à plein temps et enfin au salaire médian et au salaire moyen (cf. tableau 3). Ainsi, le taux d'imposition est inférieur à 30 % pour les transitions du non-emploi vers un emploi au salaire minimum à mi-temps puis à plein temps, mais atteint 46 % pour la transition du salaire minimum au salaire médian et diminue ensuite à 21 % pour la transition entre le salaire médian et le salaire moyen.

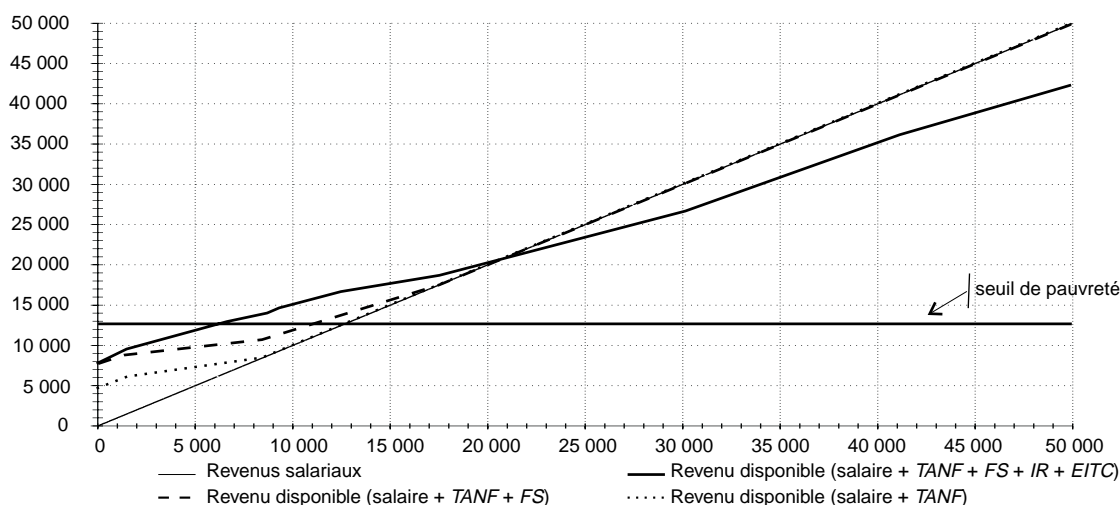
Tableau 3  
Taux d'imposition associés à certaines transitions sur le marché du travail pour une personne seule ayant deux enfants en 1998

En dollars 1998

	Non-emploi	Salaire minimum à mi-temps	Salaire minimum à plein temps	Salaire médian	Salaire moyen
Revenus salariaux	0	5 150	10 300	26 650	34 068
Revenu disponible	7 700	11 830	15 350	24 185	30 025
Taux d'imposition associé à une transition		19,8 %	31,7 %	46,0 %	21,3 %

Lecture : calculs effectués en prenant en compte le *TANF* (barème médian), les bons alimentaires, l'*EITC* et l'impôt sur le revenu fédéral. Le salaire médian et le salaire moyen pour 1998 sont issus du CPS de mars 1999 et incluent toutes les durées de travail, pour les personnes de 25 ans et plus.  
Source : calculs de l'auteur.

Graphique V  
*TANF, Food Stamps, EITC* et IR pour une personne seule avec deux enfants en 1998



Sources : Green Book (1998) et calculs de l'auteur.

L'étude de Coe *et al.* (1998) évalue également des taux d'imposition associés au passage du non-emploi à un emploi à mi-temps au salaire minimum pour une famille de trois personnes (dont deux enfants) dans 12 États en octobre 1997. Les calculs intègrent les allocations *TANF*, les bons alimentaires, l'*EITC* et les crédits d'impôts propres aux États ainsi que les autres crédits d'impôts, en plus des cotisations de sécurité sociale et des impôts sur le revenu fédéraux et propres aux États. Il ressort que le taux d'imposition associé à la prise d'un emploi à mi-temps au salaire minimum variait de 30 % à -6 % selon les États avec une médiane de 12 %.

Au vu de ses propriétés incitatives, l'*EITC* aurait donc *a priori* pour effet d'augmenter les taux d'activité des personnes seules, mais éventuellement de les diminuer pour les seconds salaires des couples bi-actifs, l'effet sur le nombre d'heures travaillées étant positif dans la phase d'entrée puis négatif dans les phases de plateau et de sortie du dispositif.

### Des effets importants sur les taux d'activité des femmes seules ayant des enfants

Du fait de taux marginaux d'imposition très différents dans les différentes parties du dispositif, les effets de l'*EITC* sur l'offre de travail dépendent *a priori* de la situation du bénéficiaire vis-à-vis du dispositif. L'effet agrégé dépend ainsi de la répartition des bénéficiaires dans les différentes parties du dispositif ainsi que de la sensibilité de l'offre de travail à ces incitations.

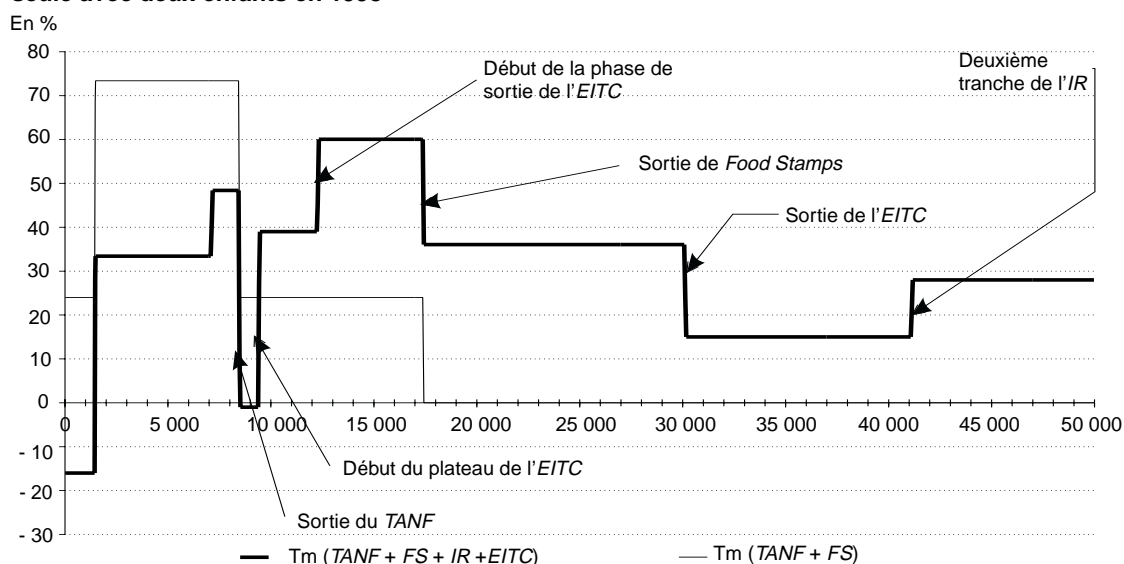
Pour les personnes seules initialement sans emploi, l'*EITC* augmente le revenu net associé à la transition vers l'emploi : il y a une incitation à prendre un emploi. Comme l'*EITC* s'adresse principalement aux foyers ayant des enfants, c'est sur leurs taux d'activité qu'il a les effets les plus nets.

Les données du *CPS* (10) indiquent que le taux d'activité de l'ensemble des femmes augmente régulièrement. Depuis le milieu des années 80, le taux d'activité des femmes ayant des enfants (surtout celui des femmes seules) a davantage augmenté que celui de l'ensemble des femmes, tandis que les taux d'activité masculins ont légèrement diminué. Cette hausse de l'activité des femmes ayant des enfants s'est traduite par l'entrée dans la population active de 4,7 millions de femmes. S'ajoutant à la baisse de leur taux de chômage, elle s'est traduite par une augmentation de l'emploi de 5 millions de personnes. Pendant cette même période, l'emploi féminin augmentait de presque 11 millions passant de 51 à 61,9 millions et l'emploi total de 115,5 millions à 133,9 millions. La hausse de l'activité des femmes ayant des enfants correspond donc environ au quart de la croissance de l'emploi américain entre 1985 et 1996 (11).

10. Le *CPS* (Current Population Survey) est une enquête mensuelle conduite auprès de 50 000 foyers environ conduite par le Census Bureau et le Bureau of Labor Statistics. Elle fournit des informations sur l'emploi, le chômage, les salaires, le nombre d'heures travaillées selon une variété d'indicateurs socio-démographiques. Des suppléments portent sur les revenus, l'expérience de travail, la santé.

11. La hausse de l'emploi total est de plus en plus liée à la hausse de l'activité des femmes ayant des enfants de moins de 18 ans : celle-ci correspondait à 16 % de la hausse de l'emploi sur la période 1970-1980, 19 % sur 1980-1985, 24 % sur 1985-1990 et 31 % sur 1990-1996.

Graphique VI  
TMI associés à l'ensemble formé par le *TANF*, les *food stamps*, l'*EITC* et l'*IR* pour une personne seule avec deux enfants en 1998



Sources : Green Book (1998) et calculs de l'auteur.

Les résultats de Eissa et Liebman (1996) pour les femmes seules ayant des enfants concernant la réforme de l'*EITC* de 1986 et ceux de Scholtz (1996) pour les familles monoparentales pour la réforme de 1993 indiquent que les réformes de l'*EITC* ont contribué à la hausse de leurs taux d'activité. Étendant le champ de l'étude aux couples, Eissa et Hoynes (1998) indiquent que si les effets peuvent être positifs pour les personnes seules, ils pourraient aussi être négatifs pour les personnes percevant le second salaire dans un couple.

Eissa et Liebman (1996) montrent que la réforme de 1986 a induit une hausse du taux d'activité des femmes seules ayant des enfants. La méthode d'estimation adoptée consiste à comparer l'évolution des taux d'activité des femmes seules avec enfants avant et après la réforme de 1986, à partir de données issues des *CPS* pour les femmes âgées de 16 à 44 ans. Du fait de possibles tendances sous-jacentes à l'évolution de leurs taux d'activité, les femmes sans enfant forment un groupe de contrôle, car au cours les années 80, elles n'avaient pas accès à l'*EITC*.

La définition de l'activité retenue est stricte (au moins une heure de travail hebdomadaire), de

façon à ce que les effets attendus de l'*EITC* ne soient pas ambigus, mais peut toutefois correspondre à un nombre d'heures travaillées très faible. Les données indiquent que le taux d'activité des femmes seules sans enfant est resté stable avant et après la réforme, tandis que celui des femmes seules ayant des enfants augmentait de 2,4 points de pourcentage.

Afin de contrôler les effets démographiques, une équation *Probit* du taux d'activité est estimée. Elle indique que les différences de taux d'activité sont effectivement liées, en partie, à des différences démographiques entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle. D'autre part, l'évolution tendancielle des taux d'activité peut être différente selon que les femmes ont des enfants ou non, mais les résultats sont robustes à la prise en compte d'effets fixes temporels ainsi qu'à la prise en compte des montants de l'*AFDC* et des taux de chômage des États (qui ont diminué au cours de cette période). Finalement, l'estimation indique une hausse relative de 2,8 points de pourcentage du taux d'activité des femmes seules ayant des enfants.

La méthode des groupes témoins utilisée soulève néanmoins des difficultés dans la mesure où l'on

#### Encadré 4

### LE CALCUL DES ALLOCATIONS TANF ET FOOD STAMPS

#### L'allocation temporaire d'assistance (TANF)

Le *TANF* (*Temporary Assistance for Needy Families*) (cf. encadré 2) est versé jusqu'à un seuil de revenus qui diffère selon les États. La valeur maximale de l'allocation dépend également des États. Pour un revenu nul, le foyer reçoit le montant maximum de l'allocation. Lorsque le revenu augmente, l'allocation diminue d'un montant inférieur à la hausse du revenu. En effet, deux déductions sont appliquées à la hausse du revenu pour calculer la baisse du versement, la première étant forfaitaire et la seconde proportionnelle. Le calcul de l'allocation peut ainsi être effectué en utilisant quatre paramètres : le seuil de sortie, le montant maximum de l'allocation (*Max*), la déduction forfaitaire (*Df*) et le taux de déduction proportionnelle (*Tp*). Alors qu'en pratique, l'allocation est versée sur une base de calcul mensuelle, on utilise les équivalents annuels. Pour un revenu compris entre la déduction forfaitaire et le seuil de sortie, le montant de l'allocation se calcule alors de la manière suivante :

$$\text{Allocation} = \text{Max} - (\text{Revenu} - \text{Df}) * \text{Tp}$$

Ce calcul est effectué ici en utilisant les valeurs médianes de ces quatre paramètres sur l'ensemble des États américains en octobre 1997, en tenant compte du nombre de personnes dans le foyer. Les médianes après six mois de perception du *TANF* sont issues de Gallagher *et al.* (1998). Pour le premier quartile des

États, le taux marginal d'imposition (TMI) est de 100 % (le *TANF* est différentiel) ; il vaut 65 % pour la médiane des barèmes et 50 % pour le troisième quartile.

#### Les bons alimentaires (food stamps)

Le calcul des bons alimentaires se fait d'une manière similaire. Le barème est identique pour l'ensemble des États, à l'exception de l'Alaska, Hawaï, Guam et les Îles Vierges. On utilise le barème commun aux 48 États fourni par le *Green Book* (1998). Le revenu pris en compte inclut à la fois les revenus salariaux et le montant des allocations *TANF*. Les déductions de revenus se font en deux temps. Il existe de nombreux motifs de déduction des revenus (dépenses pour les enfants, dépenses de santé, etc.), mais on ne retient ici que la déduction forfaitaire de 134 dollars par mois et la déduction proportionnelle au taux de 20 %. Ces déductions appliquées au revenu définissent un revenu net. Le calcul des bons alimentaires se fait ensuite en réduisant le montant maximum de 30 % du revenu net ainsi obtenu.

Ainsi, les TMI associés à l'ensemble formé du *TANF* et des bons alimentaires sont de 24 % pour les bons alimentaires seuls et de 73 % lorsque les deux dispositifs se chevauchent dans leur phase de sortie (barème médian pour l'ensemble des États ; pour le premier quartile des États, le TMI est de 100 %, pour le troisième quartile, les TMI sont de 62 %).

n'est pas assuré de ne pas attribuer des variations des taux d'activité à l'*EITC* alors qu'elles seraient en partie dues à d'autres modifications contemporaines des incitations relatives à l'activité entre le groupe de traitement et le groupe de contrôle. Ainsi, même si cela ne modifie pas le sens dans lequel aurait joué la réforme de l'*EITC* de 1986, ce qui est d'autant plus important que les personnes isolées représentent la majorité des bénéficiaires, la hausse de 2,8 points de pourcentage du taux d'activité des femmes isolées ayant des enfants est ici liée à l'ensemble des réformes de 1986 (qui comprenaient également une modification des abattements forfaitaires de l'impôt sur le revenu fédéral).

### **Un impact sur les taux d'activité particulièrement net avant 1996**

Scholz (1996) propose une mesure agrégée de l'effet de la réforme de 1993 de l'*EITC* sur l'offre de travail. Les effets sur la décision d'activité sont mesurés par le biais des différences de taux d'imposition entre les différents États américains. L'estimation est faite en deux temps. Dans un premier, les différences entre les États du taux d'imposition permettent de déterminer une relation avec le taux d'activité. L'effet de la réforme de l'*EITC*, entre 1993 et 1996, sur les taux d'imposition, puis sur les taux d'activité en est déduit (en faisant l'hypothèse d'une prise d'activité à 20 heures par semaine et 20 semaines par an en moyenne, cf. annexe).

Pour les familles monoparentales, la réforme de l'*EITC*, entre 1993 et 1996, aurait induit, entre 1993 et 1996, une hausse du taux d'activité de 65,5 % à 72,1 %, soit 6,6 points de pourcentage, représentant 146 millions d'heures. Pour les premiers salaires des familles biparentales, l'*EITC* aurait entraîné une hausse du taux d'activité de 0,4 point de pourcentage, soit une hausse de 7,9 millions d'heures travaillées. Ces résultats, comme les estimations de Eissa et Liebman pour la réforme de 1986, soulignent les effets incitatifs de l'*EITC* à la (re)prise d'une activité.

D'autre part, le taux d'activité des femmes isolées bénéficiaires de l'*AFDC* et celui des bénéficiaires de longue durée de l'*AFDC* ont également nettement augmenté. Comme le soulignent Blank *et al.* (1999), une manière de séparer les effets de l'*EITC* de ceux de la réforme du *welfare* (en particulier des *waivers* avant 1996 c'est-à-dire des dérogations accordées aux États pour les règles d'obtention des allocations, cf. encadré 2) consiste à comparer les évolutions de la population active dans deux

groupes d'États, selon la date de mise en place des *waivers*. Dans les États qui ont adopté tôt des dérogations, le taux d'activité des femmes seules a augmenté plus vite que dans les États qui ont adopté des dérogations plus tardivement, ce qui suggère que les réformes de l'*AFDC* antérieures à 1996 ont également eu un effet sur les taux d'activité.

Les résultats de Meyer et Rosenbaum (1999) indiquent néanmoins que l'*EITC* aurait eu un rôle plus important que les réformes du *welfare* sur les taux d'activité des femmes isolées sur la période antérieure à 1996. Ainsi, la hausse des barèmes de l'*EITC* serait la cause de plus de 60 % de la hausse de l'activité des femmes seules ayant des enfants entre 1984 et 1996 et d'un tiers entre 1992 et 1996, alors que l'effet associé aux réformes du *welfare* serait compris entre 40 % et 30 %, les effets des autres réformes ayant été moins marqués (cf. annexe). Utilisant la méthode des groupes de contrôle sur la même période, Meyer et Rosenbaum (2000) indiquent également que les hausses des taux d'activité des femmes seules ayant des enfants coïncident avec les extensions de l'*EITC*, alors que les variations de taux d'activité sont moins sensibles pour les femmes mariées ayant des enfants et les femmes seules sans enfants.

### **Un effet désincitatif sur l'activité des femmes mariées**

Si les effets incitatifs de l'*EITC* à la prise d'une activité sont positifs pour le premier salaire, ils peuvent cependant être négatifs dans le cas du second salaire pour les couples. En effet, l'*EITC* est versé aux foyers : le revenu procuré par le second salaire peut faire entrer le couple dans la partie la moins incitative de l'*EITC*.

Ainsi, Scholz (1996) estime que la réforme de l'*EITC* entre 1993 et 1996 aurait induit, pour les seconds salaires des familles biparentales, une baisse de leur taux d'activité représentant 8,9 millions d'heures travaillées.

De même, Eissa et Hoynes (1998) soulignent que, pour les couples mariés ayant des enfants, les réformes de l'*EITC* entre 1984 et 1996 auraient entraîné une faible augmentation du taux d'activité des hommes, mais une diminution de celui des femmes. Comme les instruments traditionnels du *welfare*, l'*EITC* fournirait donc une incitation négative à l'activité des femmes mariées. Afin d'isoler les effets des réformes de l'*EITC*, les variations de taux d'activité sont estimées à l'aide d'une équation *Probit* (cf. annexe).

Entre 1984 et 1996, les changements de l'*EITC* auraient eu des effets relativement faibles sur les taux d'activité des couples : augmentation de la probabilité de travailler des hommes mariés de 0,2 point de pourcentage et réduction de celle des femmes mariées de 1,2 point de pourcentage, la moitié de cette variation étant due à la réforme de 1993 (+ 0,1 et - 0,7). Ces résultats varient avec le salaire du conjoint (la réponse des maris varie peu avec la distribution de leurs propres salaires, tandis que celle des femmes est accentuée en fonction du salaire de leur mari) et selon la situation vis-à-vis du dispositif de l'*EITC*. Les réponses des hommes restent positives mais diminuent lorsqu'ils s'approchent de la sortie du dispositif, celles des femmes passent de positives dans la phase d'entrée à négatives dans le plateau et la phase de sortie, devenant moins négatives une fois sorties.

L'utilisation de ces estimations pour l'estimation globale des effets des réformes de l'*EITC* peut cependant conduire à une surestimation. En effet, ces résultats sont obtenus pour un échantillon de couples pour lesquels la scolarité de la femme est inférieure à 12 ans et pour lesquels les effets de l'*EITC* sont sans doute les plus importants, puisque ces couples ont une probabilité plus forte d'être éligibles. D'autre part, l'estimation est faite en retenant l'hypothèse d'un choix séquentiel dans le couple, ce qui conduit à supposer que seule la femme se détermine en fonction des revenus salariaux de son conjoint. Un modèle avec des interactions symétriques pourrait également être utilisé, ce qui conduirait à estimer dans l'équation de participation des hommes la significativité des revenus salariaux des femmes. Ainsi, Fermanian et Lagarde (1999) utilisent pour estimer les horaires de travail dans le couple un modèle rigoureusement symétrique entre les hommes et les femmes.

L'*EITC* induirait donc une incitation à la (re)prise d'un emploi dans l'entrée du dispositif (pour un premier salaire), mais une incitation opposée dans sa phase de sortie (pour un second salaire). La réforme de l'*EITC* de 1993 expliquerait ainsi environ la moitié de l'évolution du taux d'activité des couples mariés ayant des enfants observée entre les périodes 1989-1993 et 1993-1996 et plus de la moitié de la hausse de l'activité des femmes seules ayant des enfants entre 1984 et 1996.

### **Un effet faiblement négatif sur le volume d'heures travaillées par les personnes occupant déjà un emploi**

Pour les personnes occupant déjà un emploi, les effets de l'*EITC* sur le nombre d'heures travaillées

dépendent également *a priori* de leur position vis-à-vis du dispositif : au fur et à mesure que l'on s'approche de la sortie du dispositif, l'incitation est de moins en moins forte et devient négative.

Pour quantifier ces effets, une première méthode consiste, comme Scholz (1996) à utiliser des estimations d'élasticités au salaire du nombre d'heures travaillées pour obtenir un ordre de grandeur *a priori* des effets de l'*EITC* sur le nombre d'heures travaillées par les personnes qui étaient déjà actives. Le choix des jeux d'élasticités retenues est alors un paramètre clef de l'estimation. D'autre part, plusieurs études ont mesuré directement les effets de l'*EITC* sur le nombre d'heures travaillées, les estimations des élasticités obtenues pouvant alors être comparées à celles obtenues par ailleurs.

Eissa et Liebman (1996) trouvent un effet positif des réformes de 1986 sur le nombre d'heures travaillées des femmes seules ayant des enfants. L'estimation d'un coefficient positif associé à la présence d'un enfant au cours des années postérieures à 1986 suggère que leur nombre d'heures travaillées a augmenté. Cette estimation est néanmoins fragile, car il s'agit d'un résultat agrégé ne distinguant pas les effets selon la position des bénéficiaires dans le dispositif.

La mesure de Scholz (1996) de l'effet de la réforme de l'*EITC* de 1993 sur le nombre d'heures travaillées est effectuée grâce à un jeu de trois élasticités de l'offre de travail (issues de MaCurdy, Green et Paarsch (1990) pour la borne inférieure, de Hausman (1981) pour la borne supérieure et de Triest (1990) pour les valeurs intermédiaires) (12). L'estimation médiane indique une diminution agrégée de 0,5 % du nombre d'heures soit un effet négatif de 54,5 millions d'heures au total qui se décompose en une baisse de 1,1 % du nombre d'heures pour les femmes isolées et de 0,2 % pour les hommes isolés (26,4 millions d'heures), ainsi qu'une baisse de 0,3 % pour les hommes mariés (13,6 millions d'heures) et de 3 % pour les femmes mariées (14,5 millions d'heures) (13).

12. Les élasticités de Triest (1990) sont moins élevées que celles de Hausman (1981). Les mesures de Triest des élasticités de l'offre de travail des hommes indiquent des résultats faibles (à la fois pour le revenu et pour le salaire), les élasticités non compensées restant positives et de l'ordre de 0,05. Les spécifications tronquées (en restreignant l'échantillon aux femmes qui ont une offre de travail strictement positive) de l'élasticité des femmes font apparaître des élasticités nettement moins élevées que celles de Hausman : de l'ordre de 0,2 à 0,3, alors que celles de Hausman étaient proches de 1.

13. Les résultats obtenus avec les élasticités de MaCurdy, Green et Paarsch (1990) sont beaucoup plus faibles et ceux avec les élasticités de Hausman (1981) sont environ huit fois plus importants.

L'effet serait donc *a priori* faiblement négatif, la hausse du nombre d'heures dans la phase d'entrée du dispositif ne compensant pas la baisse dans les autres parties du dispositif.

Eissa et Hoynes (1998) étudient également les réponses du nombre d'heures travaillées par les couples mariés. Les résultats portent sur les couples ayant des enfants et indiquent une faible élasticité positive du nombre d'heures des maris ayant des enfants mais une élasticité négative plus importante pour les femmes mariées ayant des enfants (cf. annexe). De plus, ces résultats dépendent de la position des bénéficiaires par rapport au dispositif, l'effet négatif étant amplifié pour les femmes dans la phase de sortie. Ces résultats sont cohérents avec ceux de Scholz (1996) concernant l'examen *a priori* des effets de l'*EITC* sur le nombre d'heures travaillées. Les estimations de l'élasticité de l'offre de travail sont cependant élevées par rapport à l'ordre de grandeur des estimations disponibles dans la littérature et ne portent que sur les couples dont la femme a le niveau de scolarité le moins élevé. Cela suggère que les estimations hautes de Eissa et Hoynes (1998) sont des majorants de l'effet de l'*EITC* sur le nombre d'heures travaillées par les couples mariés.

Au total, l'effet sur le nombre d'heures travaillées serait ainsi faiblement négatif au niveau agrégé mais différencié suivant la situation des individus : l'*EITC* augmenterait le nombre d'heures travaillées au début du dispositif et le diminuerait dans la phase de sortie.

L'évaluation de Scholz (1996) ajoute aux effets sur le nombre d'heures travaillées les effets sur le taux d'activité de la réforme de 1993. Cette estimation indique que cette réforme aurait globalement induit une hausse de 90 millions d'heures travaillées, se décomposant en une hausse de 145 millions d'heures correspondant à la variation des taux d'activité et en une baisse de 54,5 millions d'heures correspondant à la variation du nombre d'heures travaillées. Ainsi, l'effet net correspondrait, en équivalents temps partiel, à l'emploi de 225 000 personnes (avec l'hypothèse d'entrée à 20 heures par semaine et 20 semaines par an, soit 400 heures par an). L'effet brut (hausse des taux d'activité) correspondrait avec les mêmes hypothèses à 385 000 emplois pour cette réforme, qui a été la plus importante des extensions de l'*EITC*.

### **Les effets sur la demande de travail restent peu connus, notamment sur l'évolution des salaires**

On dispose de peu d'éléments concernant les effets de l'*EITC* sur la demande de travail. Les études

disponibles adoptent en effet implicitement l'hypothèse que l'évolution des salaires n'a pas ou que peu été modifiée par l'expansion de l'*EITC*, qui a cependant pu modifier la dynamique salariale et peut avoir des répercussions à plus long terme sur l'évolution des salaires.

En premier lieu, les extensions successives de l'*EITC* et en particulier celles du milieu de la décennie 90 se répercutent directement sur le revenu des salariés, ce qui peut avoir un effet de modération salariale à court/moyen terme.

Ainsi, dans le cas d'une personne seule travaillant à temps plein au salaire minimum et ayant deux enfants, le crédit d'impôt est maximum. Il est passé de 1 511 dollars en 1993 à 3 756 dollars en 1998. En tenant compte des prestations *TANF*, des bons alimentaires et de l'impôt sur le revenu fédéral, le revenu disponible de ce foyer passe ainsi de 13 110 à 15 360 dollars, soit une hausse de 17 % entre 1993 et 1998, correspondant à une hausse moyenne de 3,2 % par an (14). Cette hausse substantielle a pu se traduire par de la modération salariale, favorisant la demande de travail peu qualifié et donc le développement de l'emploi et induisant également de moindres tendances inflationnistes. D'autre part, le plein emploi rend aujourd'hui le marché du travail américain de plus en plus concurrentiel si bien que ces effets de modération salariale portent sans doute d'abord sur les segments du marché du travail où il subsiste un excès d'offre et donc dans le bas de la distribution des salaires.

Il est néanmoins difficile d'apprécier ces effets sur un plan quantitatif. En effet, les évolutions salariales sont l'objet de nombreuses autres influences et en particulier celles de la rémunération du travail peu qualifié. Ainsi, la baisse de la rémunération réelle et relative du travail peu qualifié qui a marqué les deux dernières décennies aux États-Unis serait principalement le résultat d'un progrès technique biaisé au détriment du travail peu qualifié et, dans une moindre mesure, de l'intensification des échanges avec les pays à bas salaires. Il semble ainsi complexe d'isoler l'éventuelle contribution de l'extension de l'*EITC* à la croissance de l'emploi peu qualifié sur les dernières années, sauf à recourir à l'utilisation de simulations.

D'autre part, l'expansion de l'*EITC* peut avoir un second type d'impact à moyen/long terme, la hausse de l'offre de travail se traduisant, toutes choses égales par ailleurs, par un ajustement des

14. Les montants du salaire minimum, des prestations et de l'impôt sur le revenu fédéral sont calculés à leurs niveaux et avec les barèmes de 1998 afin d'isoler l'effet des réformes de l'*EITC*.

salaires. Dans la mesure où les études concluent à un effet modeste sur l'offre de travail agrégée, cet effet est sans doute marginal, ce qui explique d'ailleurs qu'il ait été peu étudié. Cette question prend cependant une plus grande importance avec la réforme du *welfare* et la transition vers l'emploi de millions de personnes qui bénéficiaient jusqu'à présent du programme fédéral d'aide aux familles pauvres (AFDC).

Au total, ce dispositif aurait ainsi globalement contribué à la hausse des taux d'activité observée

au cours de la période récente, tandis que les effets négatifs sur le volume d'heures travaillées auraient été quantitativement moins importants. En particulier, s'il est difficile d'estimer de manière précise la part de la hausse des taux d'activité liée aux effets propres de l'EITC, aux réformes du *welfare* et à la conjoncture économique favorable, la hausse différenciée des taux d'activité des femmes seules ayant des enfants par rapport au reste de la population semble néanmoins liée pour partie aux extensions de l'*Earned Income Tax Credit*. □

*L'auteur remercie C. Chambaz, G. Cornilleau, C. Daniel, M. Elbaum, G. de la Gorce et F. Lenseigne pour leurs remarques et suggestions sur une version antérieure de ce texte mais reste seul responsable des erreurs et omissions pouvant subsister.*

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Blank R.M., Card D. et Robins P. (1999)**, « Financial Incentives for Increasing Work and Income Among Low-Income Families », *NBER Working Paper*, n° 6998.
- Blank R.M. et Ruggles P. (1996)**, « When Do Women Use Aid to Families with Dependent Children and Food Stamps? The Dynamics of Eligibility versus Participation », *Journal of Human Resources*, vol. 31(1), pp. 57-89.
- Blundell R. (1993)**, « Offre de travail et fiscalité : une revue de la littérature », *Économie et Prévision*, n° 108, 1993-2, pp. 1-18.
- Bontout O. (1999)**, « L'EITC, un crédit d'impôt aux États-Unis », *document de travail*, n° 11, Drees.
- Bourguignon F. et Chiappori P.-A. (1992)**, « Collective Models of Household Behaviour, an Introduction », *European Economic Review*, n° 36, pp. 355-364.
- Chiappori P.-A. (1988)**, « Rational Household Labor Supply », *Econometrica*, vol. 56, n° 1, pp. 63-89.
- Chiappori P.-A. (1992)**, « Collective Labour Supply and Welfare », *Journal of Political Economy*, vol. 100, n° 3, pp. 437-467.
- Comittee on Ways and Means (1996, 1998)**, *Green Book*.
- Council of Economic Advisers (1998)**, *Good News for Low Income Families: Expansions in the Earned Income Tax Credit and the Minimum Wage*.
- Coe N.B., Acs G., Lerman R. et Watson K. (1998)**, *Does Work Pay? A Summary of the Work Incentives under TANF*, Urban Institute.
- Departement of Labor (1998)**, *Minimum Wage and Overtime Hours under the Fair Labor Standards Act*.
- Dollé M. (2000)**, « La réforme du *welfare* aux États-Unis, une tentative d'évaluation », *document de travail*, 2000-02, Cserc.
- Eissa N. et Liebman J. (1996)**, « Labor Supply Response to the Earned Income Tax Credit », *Quarterly Journal of Economics*, vol. 61, issue 2, pp. 605-637.
- Eissa N. et Hoynes W. H. (1998)**, « The Earned Income Tax Credit and the Supply of Married Couples », *NBER working paper*, n° 6856.
- Fermanian J.-D. et Lagarde S. (1999)**, « Les horaires de travail dans le couple », *Économie et Statistique*, n° 321-322, pp. 89-110.
- Gallagher L.J., Gallagher M., Perese K., Schreiber S. et Watson K. (1998)**, *One Year after Federal Welfare Reform: a Description of State Temporary Assistance for Needy Families Decisions as of October 1997*, Urban Institute.
- General Accounting Office (GAO) (1996)**, *Earned Income Credit, Profile of Tax Year 1994 Credit Recipients*.
- General Accounting Office (GAO) (1997a)**, *Earned Income Credit, Claimants' Credit participation and Income Patterns, Tax Years 1990 through 1994*.

**General Accounting Office (GAO) (1997b)**, *Earned Income Tax Credit Noncompliance*.

**General Accounting Office (GAO) (1998)**, *Earned Income Tax Credit, IRS' Tax Year 1994 Compliance Study and Recent Efforts to reduce Noncompliance*.

**Gilles C. (2000)**, « Bilan du workfare aux États-Unis depuis la réforme de l'aide sociale de 1996 », *document de travail*, Drees, à paraître .

**Internal Revenue Service (IRS) (1999)**, *Statistics of Income – 1996, Individual Income Tax Returns*, Publication 1304, Rev. 3/99.

**Johnson N. (1999)**, « How State Earned Income Tax Credits Help Working Families Escape Poverty: a Hand up », *Center On Budget And Policy Priorities* (CBPP).

**Meyer B.D. et Rosenbaum D.T. (1999)**, « Welfare, the Earned Income Tax Credit and the Labor Supply of Single Mothers », *NBER working paper*, n° 7363.

**Meyer B.D. et Rosenbaum D.T. (2000)**, « Making Single Mothers Work: Recent Tax and Welfare Policy and its Effects », *NBER working paper*, n° 7491.

**Porter K., Primus W., Rawlings L. et Rosenbaum E. (1998)**, « Strength of the Safety Net: how the EITC, Social Security and Government Programs Affect Poverty », CBPP.

**Scholz J.K. (1994)**, « The Earned Income Tax Credit: Participation, Compliance and Anti-Poverty Effectiveness », *National Tax Journal*, vol. 47, pp. 59-81.

**Scholz J.K. (1996)**, « In-Work Benefits in the United States: the Earned Income Tax Credit », *The Economic Journal*, vol. 106, pp. 156-169.

**Triest R.K. (1990)**, « The Effect of Income Taxation on Labor Supply in the United States », *Journal of Human Resources*, vol. 25, n° 3, pp. 491-516.

## ESTIMATIONS DE L'EFFET DE L'EITC SUR L'OFFRE DE TRAVAIL

**Équation de participation au marché du travail (Scholz, 1996)**

Un modèle caractérisant les programmes de transfert, les systèmes fiscaux et leurs interactions (*SSI, AFDC, Food Stamps, IR* fédéral et nationaux, cotisations de sécurité sociale) développé par Dickert, Houser et Scholz (1994, 1995) permet de calculer les taux d'imposition moyens lors du passage de l'inactivité à un emploi de 20 heures par semaine (le salaire des personnes inactives est estimé selon une équation de salaire distinguant les hommes et les femmes).

Une équation de participation de type *Probit* est ensuite estimée (des équations séparées sont estimées pour les familles monoparentales et pour les familles à deux parents, pour le premier et le second salaire). Les variables explicatives comprennent le taux de salaire net, les allocations *AFDC* et des bons alimentaires, les revenus non salariaux, ainsi que l'âge et l'âge au carré (pour intégrer des effets de cycle de vie) et des variables socio-démographiques. L'estimation indique que le salaire net est corrélé positivement et significativement au taux d'activité et un lien faiblement négatif entre le taux d'activité et les allocations *AFDC* (pour une famille monoparentale, une hausse de 10 % des allocations induit une baisse du taux d'activité de 1,65 point de pourcentage, les effets étant moins importants pour les familles biparentales). Enfin, les effets des revenus non salariaux sont significatifs mais peu importants (une hausse de 10 % induit une baisse du taux d'activité de 0,13 point de pourcentage).

**Équation de participation au marché du travail (Meyer et Rosenbaum, 1999)**

Les principaux résultats de cette étude sont obtenus en estimant d'abord par un modèle *Probit* la réponse des taux d'activité des femmes isolées (âgées de 19 à 44 ans et ayant des enfants) à des variations de cinq principales variables agrégées rendant compte des incitations financières à la (re)prise d'une activité (prélèvements si l'on travaille, allocations de *welfare* si l'on travaille, probabilité de percevoir l'*AFDC* lorsque l'on travaille, équivalent monétaire de *Medicaid* si l'on travaille et maximum de l'allocation de *welfare*), en contrôlant les effets de variables socio-démographiques (âge, scolarité, taux de chômage de l'État, etc.). Ces variables agrégées sont des moyennes calculées sur les distributions de salaires et d'heures travaillées issues des *CPS*. Les estimations sont faites à la fois sur le taux d'activité hebdomadaire et sur le taux d'activité annuel. Les résultats de ces estimations permettent ensuite d'évaluer les effets des réformes intervenues entre 1984 et 1996 sur les variables explicatives puis sur les taux d'activité.

**Équation de participation au marché du travail (Eissa et Hoynes, 1998)**

L'estimation est effectuée sur un échantillon de couples mariés pour lesquels la durée de scolarité des femmes

est inférieure à douze ans (correspondant au début du deuxième cycle de l'enseignement secondaire). Ces estimations intègrent les effets de changements dans le système fiscal fédéral et des variations de revenus en coupe et selon la taille de la famille. Les données sont issues du *CPS* de 1985 à 1997. La taille de l'échantillon est de 22 863 observations. Le modèle *Probit* utilisé prend la forme suivante :

$$P_{i,t}^* = \alpha + \beta X_{i,t} + \sum_y \delta_{i,y} d_{i,t}^y + \sum_s \delta_{2,s} d_{i,t}^s + \gamma_1 y_{i,t}^n + \gamma_2 w_{i,t} (1 - \tau_{i,t}^a) + \varepsilon_{i,t}$$

où  $X$  est un vecteur de caractéristiques familiales (âge, nombre d'enfants, scolarité, ethnie) à quoi s'ajoute le taux de chômage. Les  $d^y$  et  $d^s$  sont des indicatrices temporelles et géographiques selon les États.  $y^n$  est le revenu non salarial net (à 0 heure),  $\tau^a$  est le taux de taxe moyen, évalué pour un emploi à temps plein pour une année complète ; il est calculé comme le changement du revenu net de taxes rapporté au changement du revenu brut lorsque l'on entre sur le marché du travail à un niveau d'heures donné (40 ou 20 heures par semaine) pour un emploi à l'année.  $w$  est le salaire horaire brut.

Pour estimer le salaire brut des personnes qui ne travaillent pas, une équation de salaire est estimée selon les caractéristiques des personnes. Ces salaires estimés sont utilisés dans l'estimation de l'équation *Probit* (pour l'ensemble des personnes, qu'elles travaillent ou non). Les taux d'imposition sont simulés en prenant en compte les taxes fédérales, les cotisations de sécurité sociale et en faisant l'hypothèse d'un modèle séquentiel de l'offre de travail des couples. En particulier, les taxes du premier revenu sont calculées sans prendre en compte l'offre de travail du second revenu. En revanche, les taxes du second revenu prennent en compte le premier revenu net de taxes comme un revenu non salarial et dépendent donc, en particulier, de la partie de l'*EITC* où amène le premier revenu. Les élasticités obtenues pour les femmes sont plus importantes que celles des hommes : élasticité du taux d'activité aux salaires respectivement de 0,028 et 0,033 et aux revenus non salariaux de - 0,038 et de - 0,008.

**Équation du nombre d'heures travaillées (Eissa et Hoynes, 1998)**

L'équation réduite du nombre d'heures annuelles est à nouveau estimée pour les couples avec enfants où la femme a moins de 12 ans de scolarité. Elle prend la forme suivante :

$$h_{i,t} = \alpha + \beta X_{i,t} + \sum_y \delta_{i,y} d_{i,t}^y + \sum_s \delta_{2,s} d_{i,t}^s + \gamma_1 y_{i,t}^n + \gamma_2 \ln(w_{i,t}^n) + \varepsilon_{i,t}$$

où  $X$  est un vecteur de caractéristiques démographiques, les  $d^y$  et  $d^s$  sont des indicatrices temporelles et géographiques (selon les États),  $y^n$  est un revenu virtuel (le revenu qui serait obtenu si l'on prolongeait la droite de revenu à 0 heure),  $w^n$  est le salaire horaire net du taux de taxe marginal.

L'estimation de cette équation est faite de trois manières différentes. D'abord selon les MCO, puis avec un premier jeu de variables instrumentales pour  $y^i$  et  $w^i$  (comprenant les paramètres de l'impôt sur le revenu fédéral, ceux de l'*EITC* et ces mêmes paramètres selon la durée de la scolarité et la cohorte) et enfin avec un second jeu de variables instrumentales pour  $y^i$  et  $w^i$  (comprenant les taux marginaux de taxation évalués tous les 5 000 dollars de 0 à 100 000 dollars).

Pour les hommes, les variables instrumentales sont toutes significatives et indiquent une élasticité non compensée du nombre d'heures travaillées au salaire de 0,06 et une élasticité revenu de - 0,03. À l'inverse, les résultats des MCO donnent des résultats biaisés, indiquant une absence de réaction de l'offre de travail au salaire. De plus, seul le premier jeu passe le test d'exogénéité. Néanmoins, lorsque les variables instrumentales sont modifiées de manière à être davantage exogènes (en éliminant certains taux marginaux), l'estimation des élasticités est peu modifiée : la valeur de l'élasticité non compensée est relativement élevée, tandis que celle de l'élasticité revenu semble relativement faible.

Pour les femmes, les élasticités sont plus élevées, mais également plus sensibles à la spécification retenue (plus

faibles avec le second jeu de variables instrumentales). Le premier jeu passe le test d'exogénéité, tandis que le second ne le passe pas tel quel, mais lorsque les instruments sont restreints aux plus bas salaires (cette limitation à 25 000 dollars de la prise en compte des éléments d'imposition, correspondant *grosso modo* au seuil de sortie de l'*EITC*) et surtout quand les revenus des maris sont exclus du calcul du revenu non salarial des femmes. Les estimations sont alors semblables à celles obtenues à l'aide du premier jeu de variables instrumentales. Cela amène les auteurs à considérer les estimations des deux jeux de variables instrumentales comme deux bornes extrêmes de résultats.

Les résultats indiquent une élasticité non compensée au salaire comprise entre 0,52 et 0,08 et une élasticité revenu comprise entre - 0,41 et - 0,04. Ces deux jeux d'estimations correspondent toutefois à des valeurs extrêmes d'élasticités ; elles correspondent, par exemple, aux bornes fournies par Blundell (1993). D'autre part, l'hypothèse d'un choix séquentiel dans le couple est retenue alors qu'un modèle avec des interactions symétriques pourrait également être utilisé, ce qui conduirait à estimer dans l'équation de participation des hommes la significativité des revenus salariaux des femmes (Fermanian et Lagarde, 1999).