

Temps partiel féminin et incitations financières à l'emploi

Guy Laroque* Bernard Salanié†

Septembre 2000

Dans les années 1990, la France se distingue des pays anglo-saxons par le grand nombre de personnes en âge de travailler qui se trouvent sans emploi. Alors que la conjoncture devient plus favorable, il est important de comprendre les origines de ce phénomène et la nature de ce non-emploi. S'agit-il de personnes qui s'intégreront aisément au monde du travail si les entreprises, au fur et à mesure de l'accroissement de leurs débouchés, font appel à elles (chômage keynésien) ? Ou bien, de personnes de faible qualification que les entreprises privées, compte tenu du coût minimal du travail, répugneront toujours à embaucher quel que soit l'état de la conjoncture (chômage classique) ? Ou peut être de personnes qui se trouvent prises dans les trappes à inactivité, bénéficiant des minima sociaux mis en place lors du développement du chômage de masse, mais peu incitées financièrement à la reprise d'un emploi ? Toutes ces raisons ne sont bien sûr pas exclusives. Il convient d'en apprécier l'importance relative pour mesurer les risques que la reprise se heurte au manque de main d'oeuvre et pour juger de l'intérêt des diverses mesures de politique économique envisageables : abaissement du coût du travail peu qualifié, réduction des trappes à inactivité, encouragement du travail à temps partiel, etc...

Dans une étude antérieure, Laroque et Salanié (2000b), nous avons examiné dans cet esprit la situation en 1997 vis à vis du marché du travail d'un échantillon d'hommes et de femmes d'âge compris entre 25 et 49 ans. Le champ de l'étude était limité aux personnes appartenant à des ménages de salariés, chômeurs ou inactifs, qui n'appartiennent pas à la fonction publique et ne travaillent pas à temps partiel. Or le développement du travail à temps partiel est notable dans les dix dernières années. Les personnes dont la durée

*INSEE et CNRS URA 2200.

†INSEE, CEPR et CNRS URA 2200. Préparé pour le colloque du CERC du 27 octobre 2000. Nous avons bénéficié des commentaires de Philippe Choné et Jean-Paul Zoyem.

hebdomadaire du travail est inférieure ou égale à 32 heures forment 11,2% de l'emploi total privé en 1990 mais 17,2% en 1997, date à laquelle elles constituent plus de 30% de l'emploi féminin. L'objet de cette note est de prendre en compte le temps partiel dans l'analyse. La base de données est l'enquête Emploi 1997, et nous travaillons simultanément sur les femmes en couple et sur les femmes seules. Le champ couvert s'étend ainsi à 5 200 000 femmes, dont 4 100 000 vivent en couple. 45% occupent un emploi à temps plein, 9% à mi-temps, et les autres sont sans emploi. Nous avons apporté des réponses à deux difficultés spécifiques posées par la modélisation du temps partiel : près de 40% des femmes qui travaillent à temps partiel déclarent y être contraintes, et, selon l'enquête Emploi, nombre des emplois à temps partiel semblent être associés à un salaire horaire inférieur au SMIC. Le modèle de Laroque et Salanié (2000b), étendu pour retracer ces faits avec un choix entre temps plein, mi-temps et non-emploi, s'ajuste bien aux données. L'emploi à temps plein est bien retracé ; l'emploi à mi temps varie peu avec les déterminants habituels de la participation et est par nature suivi avec moins de précision, mais le modèle reproduit bien le partage entre temps partiel choisi et temps partiel subi.

L'estimation du modèle fournit la distribution jointe dans la population de la productivité à temps plein et à mi temps, et d'un équivalent monétaire de l'utilité des emplois, à temps plein et à mi-temps. Ceci permet sur le champ de l'étude une comparaison de diverses modalités d'incitation au retour au travail, allocation compensatrice de revenu (ACR), impôt négatif, ou ristourne sur les bas salaires. Les résultats doivent être interprétés avec prudence : la simulation des revenus des moins favorisés est imprécise (en particulier, faute d'information, les chômeurs de longue durée reçoivent le RMI, et non l'allocation spécifique de solidarité, plus généreuse) ; les moins de vingt cinq ans sont exclus du champ. On peut néanmoins tirer quelques enseignements à caractère général. L'impact macroéconomique et microéconomique des mesures envisagées, les caractéristiques des populations concernées, sont très sensibles, de manière non linéaire, à la définition des mesures et à leur interaction avec les dispositions existantes. Les programmes qui visent plus spécifiquement à réinsérer sur le marché du travail des personnes peu qualifiées sujettes à la trappe à inactivité (ici l'ACR) ont des effets pervers importants : ils s'accompagnent d'une réduction de l'offre de travail de femmes actuellement employées, et de ce fait coûtent cher par emploi créé ; selon leurs modalités précises, ils étalent ou déplacent la trappe à inactivité, pouvant la transformer en trappe à travail à mi-temps. Le choix entre divers systèmes est donc particulièrement délicat et le chemin vers le programme idéal à la Besley et Coate (1995) semé d'embûches.

1 Le modèle

La modélisation du temps partiel est complexe. Le salaire horaire des personnes à temps partiel est significativement inférieur à celui des personnes de même qualification et ancienneté à temps plein. En outre, une fraction importante (environ 40%) des employés à temps partiel déclare souhaiter un horaire de travail plus long : la durée du travail ne paraît pas être toujours une variable de choix des employés. Enfin, le salaire minimum apparaît moins contraignant sur les emplois à temps partiel que sur ceux à temps plein : les réponses à l'enquête emploi des salariées à temps partiel font état de nombreux cas de salaires horaires inférieurs au SMIC . On est donc conduit à modéliser différemment temps partiel et temps plein.

Au vu de la distribution des durées hebdomadaires de travail, avec des modes pour les personnes à temps partiel à 20 et 32 heures, et pour garder un modèle simple, on a limité les choix de participation à trois possibilités : non participation, mi-temps (on range dans cette catégorie les personnes qui ont une durée du travail comprise entre 15 et 30 heures, 30 exclu : on leur affecte une durée théorique de 20 heures), temps plein (durée déclarée entre 30 et 50 heures : durée théorique de 39 heures).

L'équation de salaire est traditionnelle, avec des effets différents de l'âge de fin d'études et de l'expérience selon que l'on travaille à temps plein ou partiel. Elle relie le logarithme du coût du travail C_H (en équivalent plein temps¹) d'une femme travaillant H heures par semaine à ses caractéristiques X

$$\ln C_H = X\alpha_H + \sigma_H\varepsilon.$$

X comprend âge de fin d'études et expérience, leurs carrés, le diplôme et un terme constant.

La décision de participation est dérivée d'une maximisation dans un cadre de choix multiple, en comparant les utilités exprimées en équivalent monétaire associées à chacune des décisions :

$$\begin{cases} R(C_{39}) - D_{39} + \frac{\eta_{39}}{\gamma} & \text{pour un emploi à temps plein} \\ R(20C_{20}/39) - D_{20} + \frac{\eta_{20}}{\gamma} & \text{pour un emploi à mi temps} \\ R(0) + \rho\varepsilon + \frac{\eta_0}{\gamma} & \text{en non emploi.} \end{cases}$$

Dans chaque cas, l'utilité est la somme algébrique de trois quantités. La première décrit les ressources financières nettes du ménage, respectivement $R(C_{39})$, $R(20C_{20}/39)$ ou $R(0)$ quand la femme travaille à temps plein, à mi

¹Nous supposons que le coût du travail (productivité) est proportionnel à la durée hebdomadaire : pour une durée de H heures et un coût du travail observé W , le coût du travail en équivalent temps plein est $C = 39W/H$.

temps ou ne participe pas. La fonction $R(C)$ donne les ressources nettes du ménage, lorsque le coût du travail de la femme pour son employeur est égal à C . Le second terme, l'équivalent monétaire de la pénibilité du travail relativement au non emploi, est représenté par D_{39} et D_{20} . Comme dans nos études précédentes, nous écrivons, pour $H = 20$ ou $H = 39$:

$$D_H = R(0)Z_r\beta_{Hr} + Z_c\beta_{Hc},$$

où Z_r et Z_c contiennent les variables enfants et âge. Nous autorisons une corrélation entre les termes d'erreur et l'aléa de l'équation de salaire, en introduisant $\rho\varepsilon$ dans le terme de non emploi. Les variables η sont supposées indépendantes avec une distribution à valeurs extrêmes, de sorte que si la femme prend la décision qui maximise son utilité, du point de vue de l'économètre qui n'observe pas les η , ses probabilités de choix sont données par :

$$p_{39} = \frac{a_{39}}{a_{39} + a_{20} + a_0}, \quad p_{20} = \frac{a_{20}}{a_{39} + a_{20} + a_0}, \quad p_0 = \frac{a_0}{a_{39} + a_{20} + a_0},$$

où :

$$\begin{cases} a_{39} &= \exp(\gamma(R(C_{39}) - D_{39})) \\ a_{20} &= \exp(\gamma(R(20C_{20}/39) - D_{20})) \\ a_0 &= \exp(\gamma(R(0) + \rho\varepsilon)). \end{cases}$$

Le modèle logit décrit le statut que la femme choisirait, si le marché n'avait pas de frictions. Nous devons tenir compte de l'existence du salaire minimum, qui ne semble pas s'appliquer à tous les emplois à temps partiel, et du fait que beaucoup des employées à temps partiel déclarent qu'elles préféreraient des horaires de travail plus longs. Pour traiter le premier point, nous supposons que, si une femme a une productivité à mi temps inférieure au coût du travail au salaire minimum, elle a une probabilité positive de trouver un emploi, si elle le désire. Cette probabilité est de la forme :

$$\left(\frac{C_{20}}{C_{\min}}\right)^\lambda,$$

pour les valeurs de C_{20} , l'équivalent plein temps de la productivité d'un emploi à mi temps, inférieures au coût du travail C_{\min} d'un emploi à temps plein au salaire minimum. Pour le second point, nous donnons une deuxième chance aux femmes qui désirent un emploi à temps plein mais qui, en raison de frictions, d'une conjoncture défavorable ou d'une qualification insuffisante, n'en ont pas trouvé : nous les autorisons à postuler, si elles le désirent, à un emploi à mi temps.

Tableau 1**Statistiques descriptives**

Variable	Moyenne
Emploi temps plein	44.6%
Emploi mi temps	8.7%
Emploi du conjoint (pour les couples)	88%
Salaire net mensuel	7 890
Age de fin d'études	18.1
Expérience	18.6
Diplôme supérieur	6.6%
Baccalauréat + 2 ans	10.2%
Baccalauréat ou même niveau	13.2%
CAP, BEP ou équivalent	28.1%
BEPC seul	9.4%
Aucun diplôme	32.5%
Nombre d'enfants	1.29
Age	36.7
Nombre d'observations	16172
dont : en couple	12693
isolées	3479
Population représentée (mille)	5193
dont : en couple	4098
isolées	1094

Enfin, toutes les personnes qui souhaitent travailler et que les employeurs sont prêts à rémunérer à un taux compatible avec le SMIC ne sont pas nécessairement employées, par exemple parce qu'elles sont entre deux emplois ou parce que la conjoncture leur est défavorable. On modélise leur probabilité d'emploi, P_H , de manière fruste :

$$P_H = \delta_D \exp(-\delta(\text{âge} - 25)^2).$$

Cette probabilité est une constante qui dépend du diplôme D , multipliée par une fonction de l'âge.

2 Données

L'échantillon contient 16172 observations, qui représentent 5 190 000 femmes. 4 100 000 de ces femmes vivent en couple, et pour celles ci 12% ont

un conjoint sans emploi (voir Tableau 1). 44.6% des femmes de l'échantillon travaillent à temps plein, 8.7% à mi temps, avec les définitions de temps plein et mi temps données ci dessus.

Nous n'avons pas retenu les fonctionnaires dans notre étude. Ceci fait que la proportion de femmes diplômées dans l'échantillon est nettement plus faible que dans l'ensemble de la population des 25-49 ans, car les employées de l'éducation nationale n'y figurent pas. La moyenne d'âge est de 36,7 ans, et le nombre moyen d'enfants de moins de dix huit ans par ménage est de 1,3.

Un élément important de l'étude est la construction de la fonction R qui passe du coût du travail de la femme aux ressources nettes de son ménage. Nous avons essayé de simuler aussi fidèlement que possible les détails du système français de transferts fiscaux et sociaux, à partir des informations contenues dans l'enquête Emploi (cf. Laroque et Salanié (2000a)). Il convient d'insister sur deux limites de notre travail : premièrement, nous nous plaçons dans une optique de long terme, faute de données sur le calendrier de versement des allocations, notamment sur le volet 'intéressement' du RMI²; ensuite, également par manque de connaissance des droits des personnes interrogées en matière d'allocations chômage, nous avons été conduits à traiter comme des RMISTes les chômeurs indemnisés, et donc ce faisant à minorer leurs ressources.

3 Estimation

La méthode d'estimation que nous avons utilisée est le maximum de vraisemblance. Pour une femme employée à temps plein avec coût du travail à 39 heures C_{39} , la vraisemblance est³ :

$$l_{E39} = \frac{1}{\sigma_{39}} \phi \left(\frac{\ln C_{39} - X\alpha_{39}}{\sigma_{39}} \right) p_{39} P_{39}$$

La probabilité de participation d'une femme employée à mi temps se décompose en deux termes. Le premier, p_{20} , correspond au temps partiel choisi, alors que le second, p_{20S} , est associé à notre modèle du temps partiel subi, par effet de

²A notre connaissance, à ce jour, seul le travail de Hagnère, Picard, et Spadaro (1999) s'efforce de prendre en compte la dynamique des allocations.

³On note ϕ et Φ respectivement la densité et la fonction de répartition de la loi normale centrée réduite.

report du temps plein. On a⁴ :

$$p_{20S} = p_{39} \frac{p_{20}}{p_{20} + p_0} [\mathbf{1}(X\alpha_{39} + \sigma_{39}\varepsilon \leq \ln(C_{\min})) + \mathbf{1}(X\alpha_{39} + \sigma_{39}\varepsilon > \ln(C_{\min}))(1 - P_{39})].$$

Les trois facteurs multiplicatifs ont l'interprétation suivante : il faut d'abord souhaiter travailler à temps plein (p_{39}) ; il faut ensuite, au cas où on ne trouve pas d'emploi à temps plein, préférer un emploi à mi temps au non emploi ($p_{20}/(p_{20} + p_0)$) ; il faut enfin avoir été exclue de l'emploi à temps plein, ce qui peut résulter de deux événements, soit que la productivité à temps plein soit inférieure au coût du salaire minimum ($X\alpha_{39} + \sigma_{39}\varepsilon \leq \ln(C_{\min})$), soit que, si elle est supérieure, on se soit retrouvé non employé du fait de l'état de la conjoncture (lorsque $X\alpha_{39} + \sigma_{39}\varepsilon > \ln(C_{\min})$, cela arrive avec la probabilité $(1 - P_{39})$). La vraisemblance s'écrit alors :

$$l_{E20} = \frac{1}{\sigma_{20}} \phi \left(\frac{\ln C_{20} - X\alpha_{20}}{\sigma_{20}} \right) (p_{20} + p_{20S}) P_{20} \min \left[1, \left(\frac{C_{20}}{C_{\min}} \right)^\lambda \right].$$

Le dernier facteur correspond au fait, qu'à mi temps, on peut occuper un emploi même si la rémunération est inférieure au SMIC, ceci arrivant alors avec la probabilité $(C_{20}/C_{\min})^\lambda$.

Pour une femme sans emploi, le calcul de la vraisemblance est compliqué du fait qu'on n'observe pas la valeur prise par le choc de productivité ε . La présence de la fonction non linéaire $R(\exp(X\alpha + \sigma\varepsilon))$ impose de recourir à des intégrations numériques. On évalue ainsi les probabilités d'emploi à temps plein p_{E39} et à mi temps p_{E20} d'une femme pour laquelle on ne connaît pas la valeur de l'aléa de productivité.

Soit $\underline{\varepsilon}$ la valeur de l'aléa sur le salaire pour lequel le coût du travail à 39 heures est égal au coût du salaire minimum :

$$X\alpha_{39} + \sigma_{39}\underline{\varepsilon} = \ln C_{\min}.$$

La probabilité de trouver un emploi à temps plein s'écrit :

$$p_{E39} = \int_{\underline{\varepsilon}}^{+\infty} \phi(\varepsilon) p_{39} P_{39} d\varepsilon.$$

⁴Lorsque la femme est employée, on connaît par hypothèse la valeur du choc portant sur sa productivité. Ici, pour un emploi à temps partiel :

$$\varepsilon = \frac{\ln C_{20} - X\alpha_{20}}{\sigma_{20}}.$$

Celle de trouver un mi temps est plus compliquée, comme on vient de le voir :

$$p_{E20} = \int_{-\infty}^{+\infty} \phi(\varepsilon)(p_{20} + p_{20S})P_{20} \min \left[1, \left(\exp\left[\frac{X\alpha_{20} + \sigma_{20}\varepsilon}{C_{\min}}\right] \right)^\lambda \right] d\varepsilon.$$

Dans toutes ces intégrales, ε est un argument muet de p_{39} et p_{20} , à travers les expressions de a_0 , a_{20} et a_{39} , et pour les deux derniers comme argument de la fonction R . La vraisemblance associée à l'observation d'une femme sans emploi est alors :

$$l_{NE} = 1 - p_{E39} - p_{E20}.$$

Pour calculer des intégrales de la forme

$$\int_a^b \phi(\varepsilon)F(\varepsilon)d\varepsilon ,$$

on choisit d'abord des quantiles de la loi normale :

$$\Phi(\varepsilon_i) = \Phi(a) + \frac{i}{m}(\Phi(b) - \Phi(a))$$

pour $i = 0, \dots, m$. On calcule ensuite le point moyen (avec les poids de la loi normale) $\bar{\varepsilon}_i$ sur chaque intervalle $[\varepsilon_i, \varepsilon_{i+1}]$, ce qui donne

$$\bar{\varepsilon}_i = m \frac{\phi(\varepsilon_i) - \phi(\varepsilon_{i+1})}{\Phi(b) - \Phi(a)}$$

et finalement on approxime l'intégrale par

$$\int_a^b \phi(\varepsilon)F(\varepsilon)d\varepsilon \simeq \frac{\Phi(b) - \Phi(a)}{m} \sum_{i=0}^{m-1} F(\bar{\varepsilon}_i)$$

Nous avons trouvé que cette technique, qui exploite la forme de la loi normale, donne de bien meilleurs résultats que les méthodes passe partout, comme Monte-Carlo : même avec $m = 10$, les résultats approximent au millième la vraie valeur de l'intégrale.

4 Résultats

La maximisation produit une estimation des paramètres du modèle structural, dont les propriétés sont retracées dans les tableaux 2 à 6 et sur la figure 1. En ce qui concerne les employées à temps plein, les résultats sont semblables à ceux de notre étude antérieure (Laroque et Salanié (2000b)), bien qu'on traite ici dans le même modèle femmes en couple et isolées.

Tableau 2

Résultats d'estimation : équation de salaire

Variable	Coefficient	Ecart type
Age de fin d'études (tps plein)	0.122	0.009
—, carré (tps plein)	-0.0021	0.0002
Expérience (tps plein)	0.046	0.002
—, carré (tps plein)	-0.0006	0.0001
Age de fin d'études (mi temps)	-0.029	0.022
—, carré (mi temps)	0.0011	0.0006
Expérience (mi temps)	0.025	0.004
—, carré (mi temps)	-0.0003	0.0001
Diplôme supérieur	0.737	0.021
Baccalauréat + 2 ans	0.520	0.018
Baccalauréat ou même niveau	0.312	0.016
CAP, BEP ou équivalent	0.161	0.013
BEPC seul	0.149	0.016
constante (tps plein)	7.054	0.094
constante (mi temps)	8.721	0.200
σ (tps plein)	0.327	0.002
σ (mi temps)	0.390	0.007

La nouveauté porte sur le temps partiel. Dans l'équation de coût du travail, l'effet des diplômes selon que l'emploi est à temps plein ou à mi temps est voisin : la différence est à la limite de la significativité statistique, et pour réduire le nombre de coefficients à estimer, on a contraint les effets à être égaux. En revanche, l'âge de fin d'études et l'expérience interviennent de manière contrastée. L'âge de fin d'études ne joue pas de rôle significatif lorsqu'on occupe un emploi à mi temps, et l'expérience a un impact moitié moindre que dans le cas du temps complet (tableau 2). Autrement dit, les employées à mi temps, de statut probablement plus précaires que les temps plein, perçoivent des salaires qui évoluent peu avec l'ancienneté. Les estimations de salaires de début de carrière en équivalent temps plein (tableau 3) se ressemblent, sauf pour les très peu diplômées qui semblent bénéficier du temps partiel (3200 francs par mois de salaire net en moyenne en équivalent temps plein au lieu de 2700), peut être en raison des aides au temps partiel, ou du rôle que nous assignons au salaire minimum.

Les équations de participation (tableau 4) sont compatibles avec les résultats antérieurs. Comme prévu, le coût implicite des enfants est moins élevé pour un travail à mi temps, égal à un peu plus de la moitié du coût associé au choix d'un emploi à temps plein. La contrainte de salaire minimum, non respectée

Tableau 3**Rendements de l'éducation : salaires de début par diplôme
(équivalent temps plein)**

Diplôme	Temps plein	Mi temps
Diplôme supérieur	7700	7600
Baccalauréat + 2 ans	5800	5800
Baccalauréat ou équiv.	4500	4600
CAP, BEP ou équivalent	3500	3800
BEPC seul	3500	3800
Pas de diplôme	2700	3200

dans les données, est forte selon notre estimation. Le coefficient λ a une valeur de 5.9, ce qui signifie que pour un rapport du coût du travail C_{20} au coût du salaire minimum C_{\min} égal à 0.89, la probabilité de se voir offrir un emploi est de $1/2 = (0.89)^\lambda$. Les valeurs estimées de P , probabilité de trouver un emploi si l'on en cherche un et que les entreprises sont prêtes à en supporter le coût, sont présentées dans le tableau 5, pour les six catégories de diplômes à 30 et 40 ans. On peut noter, en comparant avec Laroque et Salanié (2000b), que la probabilité de se voir refuser un emploi à temps plein pour des raisons liées à la conjoncture est ici plus élevée pour les bas diplômes : en fait, pour le temps plein, le facteur P est peu différencié selon le diplôme. A mi temps, la distinction selon le niveau du diplôme est marquée, avec une exclusion de ce type d'emploi d'autant plus forte que le diplôme est élevé : les diplômées du supérieur n'auraient selon notre estimation que peu de chance, (0.295), d'obtenir un emploi à mi-temps.

Tableau 4

Résultats d'estimation : participation

Variable	Temps plein		Mi temps	
	Coefficient	Ecart type	Coefficient	Ecart type
	effets croisés β_{39r}		effets croisés β_{20r}	
constante	1.097	0.026	1.116	0.038
Nbre enf. moins de 3 ans	-0.228	0.041	-0.066	0.064
Nbre enf. de 3 à 6 ans	0.025	0.033	-0.014	0.050
Nbre enf. de 6 à 18 ans	0.074	0.016	-0.019	0.016
	effets additifs β_{39c}		effets additifs β_{20c}	
constante en couple	-6148	977	-2061	1202
constante isolée	-7557	1016	-2156	1128
Nbre enf. moins de 3 ans	6541	736	3728	833
Nbre enf. de 3 à 6 ans	3744	549	2038	629
Nbre enf. de 6 à 18 ans	1874	290	1205	221
Age -25	179	33	224	66
	probabilité			
1000 γ	0.400	0.035		
ρ	2385	260		
λ	5.919	0.832		

Tableau 5

Résultats d'estimation : facteur P

Variable	Temps plein		Mi temps	
	Coefficient	Ecart type	Coefficient	Ecart type
Supérieur (30 ans)	0.750	0.021	0.295	0.053
Supérieur (40 ans)	0.672	0.019	0.295	0.053
Bacc. +2 (30 ans)	0.867	0.022	0.692	0.119
Bacc. +2 (40 ans)	0.777	0.020	0.692	0.119
Bacc. ou équiv. (30 ans)	0.889	0.027	0.896	0.165
Bacc. ou équiv. (40 ans)	0.797	0.024	0.896	0.165
CAP, BEP ou éq. (30 ans)	0.889	0.028	1.000	0.189
CAP, BEP ou éq. (40 ans)	0.797	0.026	1.000	0.189
BEPC seul (30 ans)	0.880	0.037	1.000	0.203
BEPC seul (40 ans)	0.789	0.033	1.000	0.203
Pas de diplôme (30 ans)	0.779	0.035	1.000	0.206
Pas de diplôme (40 ans)	0.698	0.032	1.000	0.205

Tableau 6
Ajustement de l'emploi

Catégorie	Temps plein		Mi temps			Total		
	Simulé	Observé	Sim. cho.	Sim. sub.	Simulé	Observé	Simulé	Observé
Ensemble	45.7%	45.7%	4.2%	3.7%	7.9%	8.6%	53.7%	54.3%
Diplôme supérieur	62.2%	61.6%	1.4%	3.9%	5.3%	5.3%	67.5%	66.9%
Baccalauréat + 2 ans	66.1%	64.6%	3.6%	4.2%	7.8%	8.1%	73.9%	72.7%
Baccalauréat ou équiv.	58.3%	57.6%	4.7%	3.7%	8.4%	8.9%	66.8%	66.5%
CAP, BEP ou équivalent	47.2%	48.0%	5.0%	3.5%	8.4%	9.4%	55.7%	57.4%
BEPC seul	46.4%	45.7%	4.8%	3.5%	8.3%	8.6%	54.7%	54.2%
Pas de diplôme	28.2%	28.5%	4.0%	3.8%	7.8%	8.8%	36.0%	37.3%
Sans enfant	58.9%	59.7%	2.2%	5.8%	8.1%	8.2%	66.9%	68.0%
Un enfant	51.2%	50.5%	3.9%	4.0%	7.9%	8.7%	59.1%	59.2%
Deux enfants	37.8%	38.3%	6.0%	2.2%	8.2%	9.5%	46.1%	47.8%
Trois enfants et plus	15.0%	13.1%	6.3%	0.7%	7.0%	7.6%	22.0%	20.6%
Conjoint employé	45.1%	44.9%	4.8%	3.9%	8.7%	9.5%	53.8%	54.4%
Conjoint sans emploi	32.6%	30.5%	4.0%	2.1%	6.1%	6.7%	38.7%	37.2%

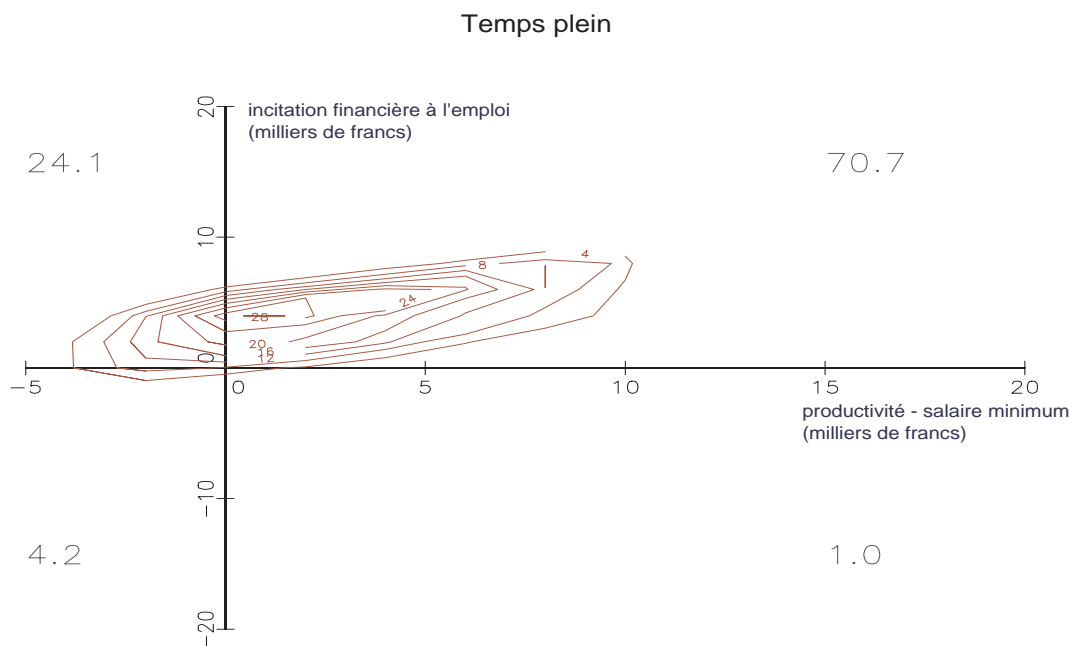


FIG. 1 – Distribution jointe des productivités et gains financiers à l’emploi

L’ajustement de l’emploi fourni par le modèle (tableau 6) est de bonne qualité. La structure par diplômes, selon le nombre d’enfants du ménage, est bien reproduite. Il est connu que les femmes en couple sont moins souvent employées lorsque leur conjoint est lui-même sans emploi (dans 37.2% des cas dans notre échantillon), que lorsqu’il occupe un emploi (54.4%). Cet écart, qui n’est que très partiellement explicable par des différences de qualification, est retracé correctement par le mécanisme de la trappe à pauvreté. Tout ceci est en ligne avec notre étude antérieure, puisque les variations des taux d’emploi viennent essentiellement des temps plein. A mi-temps, il n’y a pas de différence significative d’emploi selon le diplôme ou la composition familiale. Notons que notre description assez complexe du temps partiel subi comme report du temps plein donne des proportions de temps partiel choisi et subi qui sont de l’ordre de grandeur attendu.

Les figures 1 et 2 résument les équations du modèle sur le temps plein. On porte en abscisse la différence entre le coût du travail et le coût du SMIC, soit $C_{39} - C_{\min}$. En ordonnée, dans la figure 1, on trouve le gain financier à un emploi à temps plein, c’est à dire la différence entre les ressources du ménage si la femme prend un emploi à temps plein, $R(C_{39})$, et ces mêmes ressources si la femme n’a pas d’emploi, $R(0)$. Dans la figure 2, on a en ordonnée un équivalent monétaire du surplus à l’emploi, qui prend en compte le gain de la figure 1, mais également les avantages (formation sur le tas,...) et les coûts

Temps plein

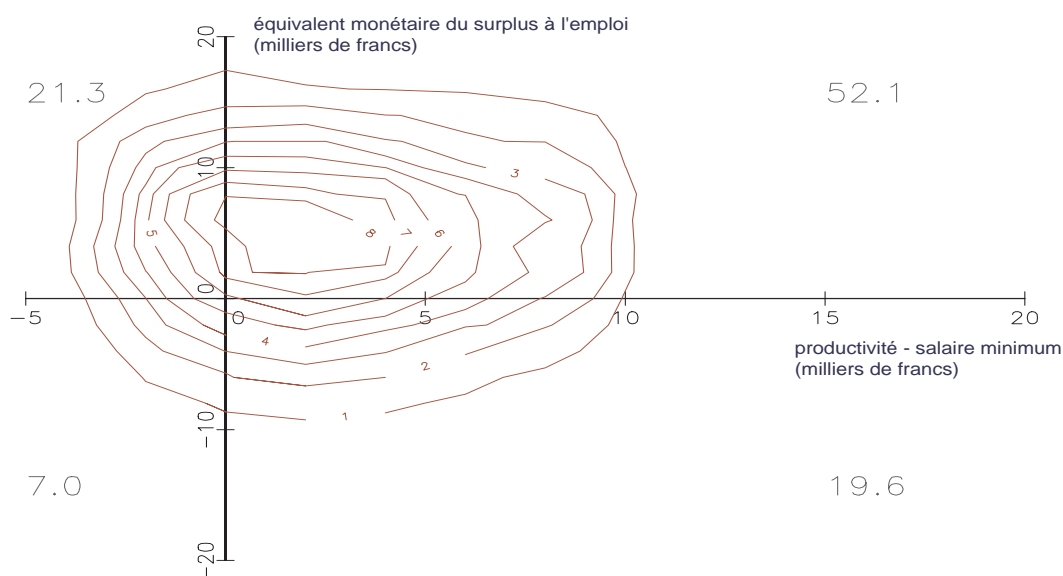


FIG. 2 – Distribution jointe des productivités et dispositions à l’emploi

induits par le travail (garde des enfants, etc.), tels qu’ils ressortent de la spécification de l’équation de participation : $R(C_{39}) - R(0) - D_{39} - \rho\varepsilon + (\eta_{39} - \eta_0)/\gamma$. Les figures représentent les courbes de niveau de la densité des caractéristiques des femmes étudiées. Le sommet de la distribution est dans l’orthant positif, pour une productivité 1000 à 2000 francs au dessus du salaire minimum, et un gain financier ou un surplus monétaire à l’emploi un peu inférieur à 5000 francs par mois. La distribution des gains financiers est beaucoup plus concentrée que celle des surplus, davantage influencée par la diversité des situations familiales et des hétérogénéités individuelles. Presque tout le monde gagnerait financièrement à prendre un emploi à temps plein, à l’exception de quelques personnes faiblement qualifiées (ceci est comparable aux résultats qu’obtiennent Gurgand et Margolis (2000) sur la population des bénéficiaires du RMI ou de l’API). Quand on tient compte des coûts matériels ou subjectifs associés à un travail à temps plein, incorporés dans l’équivalent monétaire du surplus, on voit que, selon ce modèle, plus d’un quart des femmes ne souhaitent pas prendre un emploi à temps plein. La déformation de ces distributions sous l’effet de réformes des transferts sociaux est un moyen de mieux comprendre les mécanismes à l’oeuvre.

5 Incitations financières à l'emploi

Le modèle permet d'étudier les effets de mesures de politique économique visant à stimuler l'offre de travail, ou à améliorer la condition des plus défavorisés. Les résultats qui sont présentés ci-après ont été obtenus sous plusieurs hypothèses : pour toute personne de la population, le coût du travail qu'une entreprise est disposée à payer pour l'employer est inchangé par rapport à la situation de référence, de même que la sensibilité aux incitations financières. La probabilité de non emploi conjoncturel, déterminée par les facteurs P_H , est également invariante.

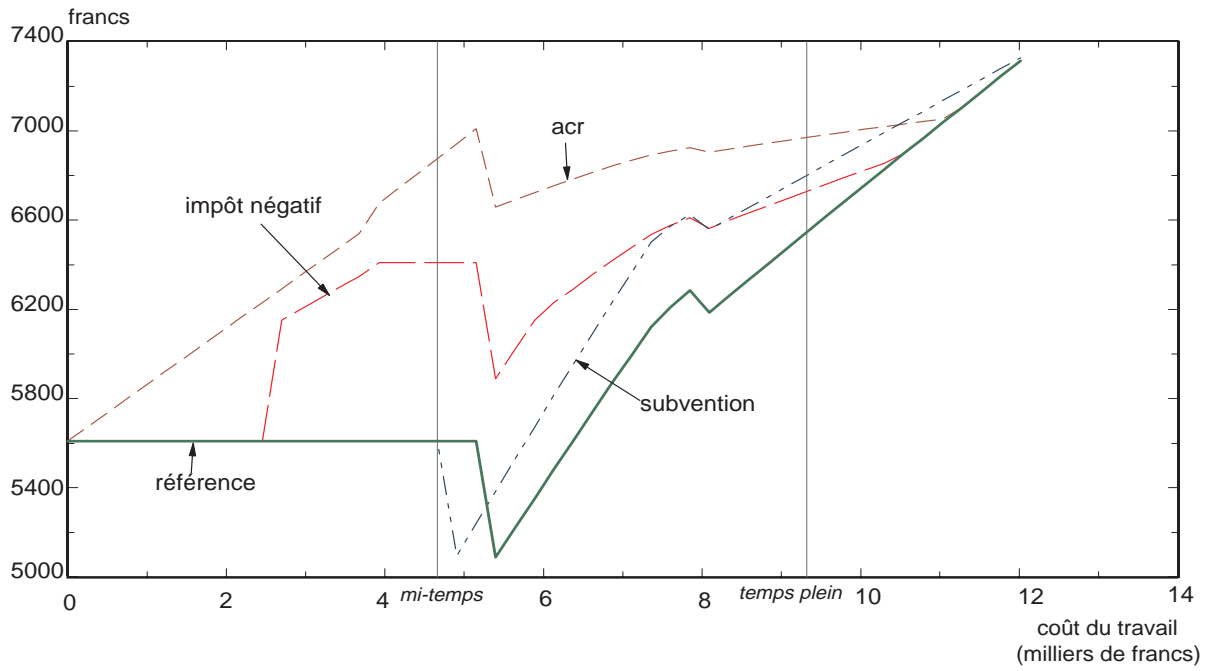
On s'est intéressé à trois types de dispositions, susceptibles a priori de réduire les trappes à inactivité. Il s'agit de variantes de l'allocation compensatrice de revenu (ACR), de l'impôt négatif et d'une subvention aux bas salaires. Dans tous les cas, ces mesures encouragent les ménages dont aucun des membres n'est employé à se porter sur le marché du travail. En sens inverse, elles sont susceptibles de conduire les titulaires d'un emploi à réduire leur offre de travail, par exemple en travaillant à mi temps au lieu d'à temps plein, ou en se retirant du marché du travail si leur conjoint est salarié, car elles augmentent le revenu des actifs employés⁵. Le but poursuivi ici est de donner un premier éclairage sur les effets de ces mesures. On comparera les sous populations, fort différentes, qui réagissent effectivement à ces trois mesures, et l'effet global sur l'offre de travail.

Une des leçons de l'étude est que les résultats sont très sensibles aux modalités précises des allocations. Il nous faut donc décrire en détail les spécifications que nous avons retenues.

Notre version de l'*allocation compensatrice de revenu* est à caractère familial. La forme de l'allocation est la suivante : on calcule le RMI ou l'API dû au ménage $r(0)$ dans l'hypothèse où il ne disposerait d'aucun revenu salarial, ainsi que la somme w des salaires nets de cotisations sociales perçus par les membres du ménage. On fait en sorte que le taux de prélèvement moyen sur les revenus du travail net soit au plus égal à une valeur raisonnable τ_a . Si du fait de la trappe à pauvreté le travail s'avérait peu gratifiant, on verse au ménage une allocation compensatrice pour qu'il reçoive au minimum, *en*

⁵Pour faire comprendre cet effet pervers, considérons un dispositif caricatural : relativement au statu quo, le ménage dispose des mêmes ressources lorsque ses membres sont tous deux soit au travail soit sans travail, mais d'une somme d'argent supplémentaire lorsque l'un seulement des deux a un emploi. Pour un ménage sans emploi, cette somme est une incitation financière à ce que l'un des membres du couple prenne un travail. En revanche, l'intérêt financier du second emploi, égal à la différence entre le revenu lorsque les deux travaillent et le revenu lorsqu'un seul a un emploi, est réduit de cette même somme. L'incitation d'un côté va de pair avec une désincitation de l'autre.

ressources du ménage
mari sans emploi deux enfants



ressources du ménage
mari smicard deux enfants

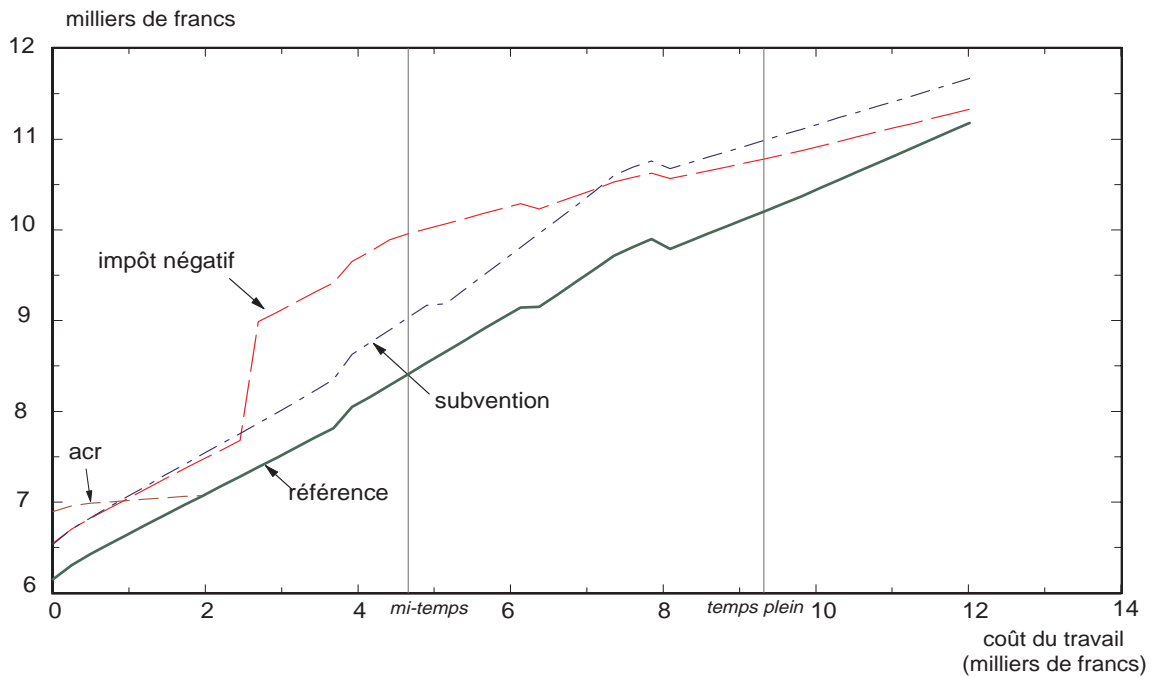


FIG. 3 – Comparaison acr, impôt négatif, subvention aux bas salaires

incitations financières à l'emploi
mari smicard deux enfants

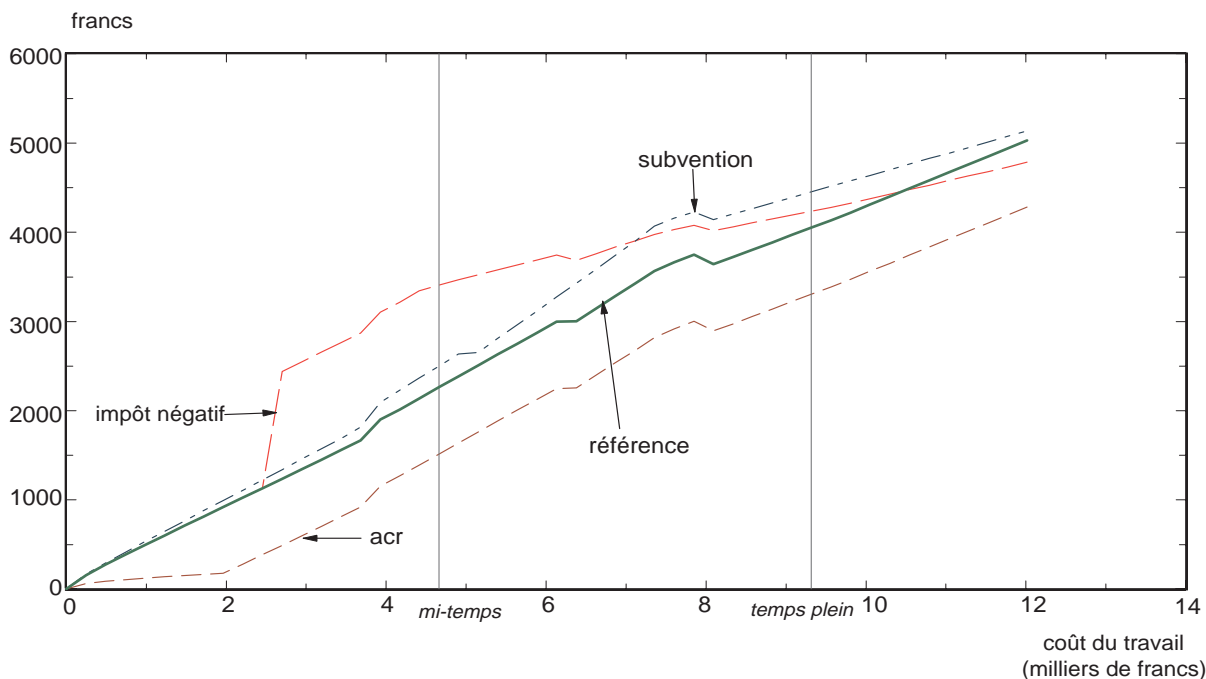


FIG. 4 – Incitation à l'emploi

sus de l'allocation logement, $(r(0) + (1 - \tau_a)w)$. Hors l'allocation logement, l'ACR ainsi conçue est un instrument de simplification drastique : les zones de prélèvement à 100% et les effets de seuil associés à diverses conditions de ressource dans le bas de l'allocation des revenus sont remplacés par un impôt au taux fixe τ_a . En contrepartie, sa mise en oeuvre en France ne va pas de soi. Une façon de procéder pourrait consister à établir une déclaration générale de ressources des ménages, recensant salaires et allocations sociales, et à compléter les revenus du ménage, s'il y a lieu, en appliquant la formule ci-dessus.

Notre *impôt négatif* emprunte quelques traits à l'EITC des Etats Unis et au WFTC du Royaume Uni (cf. Eissa et Hoynes (1996) et Blundell, Duncan, McCrae, et Meghir (1999)). Comme l'ACR, il est familialisé. Une personne seule, dont le salaire est compris entre la moitié du SMIC et 0.8 SMIC, reçoit une somme forfaitaire de M francs. Pour un salaire inférieur à $1/2$ SMIC, le versement est réduit proportionnellement, égal à $M \times w / 0.5$ SMIC, sous la condition d'un travail minimal : le revenu salarial doit être au moins égal à $1/3$ du SMIC net. Pour les salaires supérieurs à 0.8 SMIC, le versement est réduit de 40% de la différence entre salaire et 0.8 SMIC, jusqu'à extinction des droits. Pour les couples mariés, l'impôt négatif est calculé comme deux fois la somme qui serait versée à un célibataire dont le salaire est égal à la

Tableau 8 : Comparaison des trois mesures

Unité : milliers

Statut	effectif de référence	variation associée à		
		ACR	impôt négatif	subvention
Non-emploi	2376	-8	-36	-35
Emploi à mi temps	457	20	60	28
dont : voulu	256	12	44	15
subi	201	8	17	13
Emploi à temps plein	2360	-12	-25	6

moyenne des revenus salariaux du couple. Cette mesure vise à encourager le travail à temps partiel des peu qualifiés. Nous avons supposé que ce versement se rajoute *in fine* à l'ensemble des prélèvements ou prestations sociales, sans interférer avec les modalités de leur attribution (l'impôt négatif n'intervient pas dans le calcul des ressources pour l'allocation logement, la taxe d'habitation, le RMI, etc...).

Enfin la *subvention aux bas salaires* vise aussi les peu qualifiés, mais avec un barème plus simple. Pour les personnes dont le salaire est inférieur ou égal au SMIC, elles reçoivent une subvention nette égale à une fraction τ_s de leur salaire brut. La subvention est maximale au niveau du SMIC. Au delà, elle est réduite linéairement, pour s'éteindre à 1.33 SMIC. Contrairement à l'impôt négatif, cette subvention est traitée comme une augmentation de salaire net pour déterminer les impôts à payer et les droits à prestations sociales.

Nous avons retenu les valeurs suivantes des paramètres⁶ associés aux trois mesures :

$$\begin{aligned}\tau_a &= 60\%, \\ M &= 800 \text{ francs}, \\ \tau_s &= 8\%.\end{aligned}$$

Un calcul *ex ante* sur l'enquête Emploi de 1997, hommes et femmes inclus, en tenant compte de la répercussion sur les recettes fiscales et dépenses sociales, à comportement d'activité et salaires bruts donnés, conduit à un coût pour les finances publiques de 5 milliards de francs pour l'ACR au taux de 60% et d'environ 20 milliards de francs pour l'impôt négatif et la subvention aux bas salaires. Sur la sous-population sur laquelle nous travaillons, qui exclut les moins de vingt cinq ans et une fraction importante des salaires déclarés inférieurs au SMIC, le coût *ex ante* est beaucoup plus faible, de 1 milliard dans

⁶Dans Godino, Castel, Jalmain, et Piketty (1999), l'ACR est plus généreuse, avec un taux de prélèvement de 36%.

le cas de l'ACR, de 5 milliards pour l'impôt négatif et de 6 milliards pour la subvention aux bas salaires. *Ex post*, nous estimons ces coûts respectivement à 3, 4 et 5 milliards, toujours sur le champ de notre étude. Le coût *ex post* de l'ACR est nettement supérieur au coût *ex ante*.

Les figures 3 et 4 montrent l'impact des mesures sur le budget de deux ménages types, comprenant un couple, un enfant de cinq ans et un enfant de huit ans. En abscisse on porte le coût du travail de la femme (dans le cas où elle est payée 20% au dessus du SMIC), en ordonnée les ressources du ménage. Les deux cas correspondent respectivement à la situation où le mari est sans emploi et à celle où il occupe un emploi à plein temps rémunéré au SMIC.

Le diagramme du haut de la figure 3 est relatif au premier cas. La situation de référence est celle de la législation en 1997 : jusqu'à la sortie du RMI, un peu au delà d'un travail à mi-temps, les gains financiers du ménage sont nuls ; la perte des droits au RMI s'accompagne d'une baisse d'allocation logement et du paiement de la taxe d'habitation. Par la suite, le taux marginal de prélèvement sur le coût du travail, égal à (1- la pente de la courbe), est nettement plus incitatif. L'introduction de l'ACR conduit à la courbe située au dessus de toutes les autres (sa pente n'est pas constante pour deux raisons : la relation entre coût du travail et salaire net n'est pas linéaire d'une part, l'allocation logement est dégressive d'autre part). L'impôt négatif, immédiatement au dessous, présente une discontinuité à la hausse à $1/3$ SMIC, minimum de travail requis. Le plateau entre 0.5 et 0.8 SMIC est interrompu par la perte de revenu à la sortie du RMI. Enfin, avec la subvention aux bas salaires, qui intervient en amont des transferts sociaux, le taux de prélèvement de 100% associé au caractère différentiel du RMI subsiste. La sortie du RMI est plus précoce, puisque le salaire net est plus élevé à coût du travail donné. Les gains par rapport à la situation de référence sont ensuite plus modérés que dans les deux autres dispositifs et s'étendent sur une plage plus large de revenus. Il est facile, avec la figure, de comparer les gains financiers au travail à mi temps dans les quatre situations : comme les courbes partent du même point quand la femme ne travaille pas, il suffit de regarder les valeurs prises par les ressources du ménage lorsqu'elle a un emploi à mi-temps ou à temps plein. L'ACR est le dispositif qui donne la plus forte incitation au travail à mi-temps, plus de 1200 francs mensuels, davantage que l'impôt négatif (800 francs par mois, le plafond d'allocation retenu). La subvention aux bas salaires n'a aucun effet incitatif au travail à mi-temps. Si l'on considère maintenant le passage du mi-temps au temps plein, l'ordre des dispositifs est inverse : passer d'un mi-temps à un plein temps ne change pas le revenu avec l'ACR, l'accroît d'environ 300 francs par mois avec l'impôt négatif, de 900 dans la situation de référence et à près de

1200 avec la subvention aux bas salaires.

Lorsque le mari a un emploi à plein temps au SMIC, le diagramme devient celui du bas de la figure 3. Les ressources initiales du ménage diffèrent : elles sont supérieures de 900 francs à la situation de référence avec l'ACR, de plus de 500 francs avec l'impôt négatif et la subvention aux bas salaires. Les effets de l'ACR s'épuisent très vite, et la courbe rejoint la référence. En revanche, comme ci-dessus, l'impôt négatif fournit un fort encouragement au temps partiel (du fait de la familialisation de la formule, le gain par rapport à la situation de référence est de 1600 francs), et la subvention aux bas salaires un encouragement plus modéré, mais qui persiste à temps plein. Les incitations financières à l'emploi, obtenues par différence avec le revenu du ménage quand la femme n'a pas d'emploi, sont décrites sur la figure 4. Il est notable que l'ACR est le *moins incitatif* à l'emploi des quatre schémas à l'étude lorsque le conjoint a un emploi peu qualifié : par rapport à la situation de référence, l'ACR subventionne le retrait du marché du travail.

Pour passer des cas types des figures 3 et 4 et des incitations purement financières aux décisions effectives d'emploi, on effectue des simulations stochastiques du modèle. Pour une valeur des aléas, qui comprennent chocs sur l'équation de salaires, sur les goûts pour le travail, sur l'effet de la conjoncture et sur la possibilité d'avoir un emploi rémunéré en dessous du SMIC, on associe à chaque femme de l'échantillon une situation : emploi à temps plein, à mi-temps (choisi ou subi), ou non emploi. Gardant la même valeur des aléas, on peut suivre les modifications de situation quand on introduit l'une ou l'autre des variantes d'incitation.

Les résultats globaux sont présentés dans le tableau 8. Sur la sous-population étudiée, l'ACR crée 8000 emplois, l'impôt négatif et le soutien des bas salaires respectivement 36 et 35000, rappelons-le, pour un coût total pour les finances publiques estimé respectivement à 3, 4 et 5 milliards de francs. Par emploi créé, le coût est élevé, de 100 000 pour l'impôt négatif à 400 000 francs pour l'ACR. Ceci tient à ce que les emplois créés sont à mi temps et à bas salaires, alors que des emplois à temps plein à salaires élevés sont détruits. Globalement l'ACR crée 20 000 emplois à mi temps et détruit 12 000 emplois à temps plein, alors que l'impôt négatif crée 60 000 emplois à mi temps et détruit 25 000 emplois à temps plein. Seule la subvention aux bas salaires crée, au niveau agrégé, des emplois dans toutes les catégories.

Le détail des transitions entre les divers statuts est décrit dans le tableau 9. L'ACR fait passer 13 000 femmes du non emploi sur un emploi à mi-temps, avec un salaire net moyen de 5 500 francs. 8 000 de ces femmes vivent en couple, et leur conjoint n'a pas d'emploi. La moitié est sans diplôme. L'ACR vise de manière spécifique les situations d'exclusion. Mais, elle a des effets pervers : 8 000 femmes passent du plein temps au mi-temps, 5 000 du

Tableau 9 : Changement de statut**ACR**

Unité : milliers

Statut initial	effectif de référence	Entrée(+) ou sortie(-) vers		
		non emploi	mi temps	temps plein
Non-emploi	2376	-13	13	0
Emploi à mi temps	457	1	0	0
Emploi à temps plein	2360	5	8	-13
Total	5193	-8	20	-12

Impôt négatif

Statut initial	effectif de référence	Entrée(+) ou sortie(-) vers		
		non emploi	mi temps	temps plein
Non-emploi	2376	-42	39	3
Emploi à mi temps	457	0	0	0
Emploi à temps plein	2360	6	22	-28
Total	5193	-36	61	-25

Subvention aux bas salaires

Statut initial	effectif de référence	Entrée(+) ou sortie(-) vers		
		non emploi	mi temps	temps plein
Non-emploi	2376	-37	22	15
Emploi à mi temps	457	1	-2	1
Emploi à temps plein	2360	1	8	-10
Total	5193	-35	28	6

plein temps au non emploi.

L'impôt négatif sort plus de 40 000 femmes du non emploi, essentiellement vers un emploi à mi-temps. Au delà des différences de chiffres qui tiennent au choix des paramètres, c'est une population plus diverse qui change de statut. Un peu moins de 30 000 de ces femmes vivent en couple, et leur conjoint travaille dans 80% des cas pour un salaire mensuel net moyen de 5800 francs. En sens inverse, 28 000 emplois à temps plein disparaissent, le plus souvent du fait de femmes en couple dont le conjoint est salarié à temps plein, avec un salaire moyen de 6200 francs. Au total, 61 000 emplois à mi temps nouveaux apparaissent.

La subvention aux bas salaires n'introduit pas une aussi grande différence entre plein temps et mi temps. Elle touche une population mieux intégrée au monde du travail. Sur les 37 000 personnes qui quittent le non emploi, 15 000 prennent un emploi à temps plein proche du SMIC, 22 000 un emploi à mi temps (en moyenne rémunéré 30% au dessus du SMIC). 85% de ces femmes vivent en couple, et leur conjoint a un salaire net mensuel moyen de l'ordre de 8 500 francs. Les effets pervers, en nombre d'emplois, sont réduits : 8 000 personnes passent du temps plein (où elles gagnaient en moyenne 8 600 francs par mois) au mi-temps.

Références

- BESLEY, T., ET S. COATE (1995) : "The Design of Income Maintenance Programmes," *The Review of Economic Studies*, 62, 187-221.
- BLUNDELL, R., A. DUNCAN, J. MCCRAE, ET C. MEGHIR (1999) : "Evaluating In-Work Benefit Reform : the Working Families Tax Credit in the UK," Discussion paper, Institute for Fiscal Studies.
- EISSA, N., ET H. HOYNES (1996) : "The Design of Income Maintenance Programmes," *Quarterly Journal of Economics*, CXI, 605-637.
- GODINO, R., R. CASTEL, M. JALMAIN, ET T. PIKETTY (1999) : "Pour une réforme du RMI," Discussion paper, Fondation Saint-Simon.
- GURGAND, M., ET D. MARGOLIS (2000) : "Minima sociaux et revenus du travail en France," Discussion paper, CREST.
- HAGNÈRE, C., N. PICARD, ET A. SPADARO (1999) : "Evaluation des effets d'une réforme du RMI à l'aide d'un modèle dynamique de microsimulation," Discussion paper, Théma, Université de Cergy-Pontoise.
- LAROQUE, G., ET B. SALANIÉ (2000a) : "Prélèvements et transferts sociaux : une analyse des incitations financières au travail," *Economie et statistique*, 328, 3-19.

——— (2000b) : “Une décomposition du non-emploi en France,” *Economie et statistique*, 331, 47–66.