

Une décomposition du non-emploi en France

« Grande est notre faute, si la misère de nos pauvres découle non pas de lois naturelles, mais de nos institutions ». Charles Darwin, Le voyage du Beagle.

Guy Laroque et Bernard Salanié*

Une décomposition de 3,25 millions de personnes de 25 à 49 ans sans emploi à l'enquête Emploi de mars 1997 conduit à isoler trois composantes. La première regroupe les personnes qui ne souhaitent pas travailler, compte tenu de leur situation familiale, de leur état de santé, du salaire auquel elles peuvent prétendre et du jeu complexe des prélèvements fiscaux et des transferts sociaux : ce *non-emploi volontaire* forme 57 % de l'ensemble. La deuxième composante est le *non-emploi classique* : 20 % des personnes sans emploi souhaitent travailler mais ne sont pas assez productives pour prétendre à un salaire supérieur au Smic. Enfin, les 23 % restant forment l'*autre non-emploi* : cette catégorie hétérogène rassemble les personnes qui, pour des raisons diverses, ne trouvent pas d'emploi malgré leur désir de travailler et une qualification suffisante.

Deux simulations permettent d'étudier les effets possibles, dans le long terme, de mesures affectant principalement la composante classique du non-emploi. Les mesures d'allègements de charges sur les bas salaires en vigueur en 1997 devraient créer à long terme environ 500 000 emplois. En revanche, une augmentation de 10 % du Smic détruirait environ 290 000 emplois, toujours à long terme.

*Guy Laroque est directeur des Études et des synthèses économiques de l'Insee et membre du CNRS URA 2200. Bernard Salanié est chef de la division Croissance et politiques macroéconomiques de l'Insee et membre du CEPR et du CNRS URA 2200.

Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.

Le chômage reste en France à un niveau élevé, au-delà des fluctuations conjoncturelles (cf. graphique I). On a avancé des explications très diverses à cette situation : les rigidités du marché du travail (coûts de licenciement), l'inadaptation de la formation aux besoins, les effets rémanents des épisodes de conjoncture défavorable des trois dernières décennies, le niveau du salaire minimum, etc. Des études sur données macroéconomiques se sont efforcées de séparer ce qui, dans le chômage, est imputable aux frictions, à la conjoncture (chômage keynésien) ou aux conditions de production (chômage classique). Mais l'information contenue dans les séries temporelles macroéconomiques est insuffisante pour permettre de trancher avec précision entre ces différentes causes. Les résultats obtenus sont donc très fragiles et ne fournissent pas d'explication solide à la montée du chômage depuis trente ans.

L'objet de l'étude présentée ici est d'étudier les causes du chômage sur données individuelles, en affinant une approche initiée par Meyer et Wise (1983a, 1983b). Pour être employé, chaque individu doit satisfaire trois conditions :

1. être désireux de travailler ;
2. être assez productif pour que les employeurs potentiels lui offrent un salaire supérieur au Smic ;
3. ne pas être pris dans une récession, ou ne pas être en transition entre deux emplois.

Si la première condition n'est pas vérifiée, la personne est dite en *non-emploi volontaire* : il peut s'agir d'une personne handicapée, qui en tout état de cause ne peut pas travailler ; on trouve aussi souvent dans cette catégorie les mères de famille avec de jeunes enfants ; de manière générale, le salaire net auquel l'individu en non-emploi volontaire peut prétendre n'accroît pas ses ressources de manière suffisante pour compenser les contraintes associées à un emploi. Si la première condition est vérifiée, mais que la seconde n'est pas satisfaite, on parle de *non-emploi classique* (1). Enfin, les individus pour lesquels les deux premières conditions sont satisfaites mais pas la troisième forment l'*autre non-emploi*, une catégorie hétérogène qui recouvre notamment le chômage keynésien (lié à l'insuffisance de la demande durant une récession) et le chômage frictionnel (imputable aux phénomènes d'ajustement dans une économie de plein emploi).

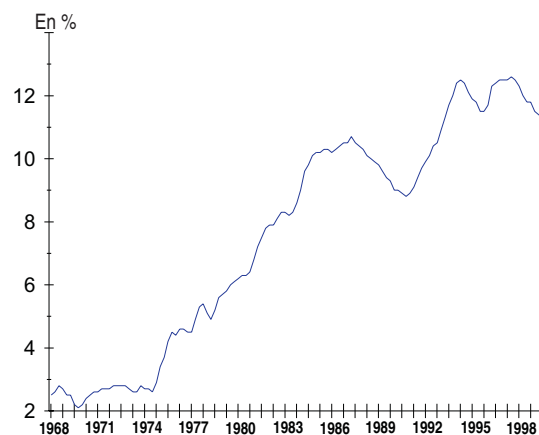
L'approche utilisée ici met l'accent sur le chômage des non-qualifiés, sur le salaire minimum et son interaction avec les minima sociaux. Elle se

rattache ainsi aux travaux de Abowd, Kramarz, Lemieux et Margolis (1999) et Kramarz et Philippon (1999), qui analysent les effets d'une augmentation du salaire minimum sur les transitions entre emploi et non-emploi. L'originalité de l'étude tient pour partie au soin apporté à la modélisation des prélèvements et des transferts sociaux (Laroque et Salanié, 1999).

L'exclusion du marché du travail des personnes à faible qualification peut avoir plusieurs origines. Une première possibilité est que le coût du travail, au niveau du salaire minimum, excède leur capacité productive. Une autre est que les pertes qu'elles encourent à prendre un emploi, en quittant le filet de protection sociale, soient si élevées que participer au marché du travail n'en vaille pas la peine. Il est important pour la politique économique de quantifier l'importance respective de ces deux causes, qui n'appellent pas les mêmes traitements : dans le premier cas, l'emploi sera stimulé par une baisse du coût du travail au niveau du Smic ; dans le second cas, il sera préférable de réduire les taux de prélèvements sociofiscaux subis par les individus qui passent de l'inactivité (où ils perçoivent par exemple des minima sociaux) à l'activité salariée (avec des transferts sociaux réduits).

1. L'ordre qui préside à la définition est purement conventionnel, mais n'est pas neutre : il gonfle la catégorie « volontaire » aux dépens de la « classique ». On range ainsi parmi les non-employés volontaires des personnes qui ne souhaitent effectivement pas travailler, mais dont la productivité est en tout état de cause trop basse pour qu'elles puissent obtenir un emploi au Smic.

Graphique I
L'évolution du taux de chômage en France



Source : enquêtes Emploi, Insee.

L'analyse, fondée sur les données de l'enquête Emploi de 1997, porte sur le cœur du marché du travail (cf. encadré 1). Elle concerne un échantillon représentatif d'une sous-population de 9 600 000 adultes entre 25 et 49 ans : 6,35 millions ont un emploi à temps plein, le complément, 3,25 millions, est sans emploi, dont 1,5 million au chômage (2).

La description du marché du travail adoptée ici repose sur deux grandeurs, que l'on peut associer à chaque individu. La première est le coût mensuel qu'un

employeur est prêt à payer pour l'employer à temps plein, compte tenu de ses diplômes et de son expérience. La seconde est la somme, également mensuelle, que la personne demande pour effectivement

2. Une limitation forte de ce travail est qu'il laisse de côté le temps partiel, qui s'est fortement développé dans la période récente. La technique d'analyse est mal adaptée à l'étude du temps partiel. Par ailleurs, on ne dispose pas d'informations sur les revenus non salariaux, ce qui rend les résultats fragiles en ce qui concerne les hauts revenus.

Encadré 1

SOURCE ET CHAMP DE L'ÉTUDE

Les données utilisées dans cet article proviennent de l'enquête Emploi réalisée par l'Insee en mars 1997. L'enquête porte sur un échantillon d'environ 70 000 ménages. Chacun des membres du ménage est interrogé sur sa position sur le marché du travail, le cas échéant sur son salaire net mensuel (avant impôts), et sur diverses caractéristiques personnelles (âge, sexe, plus haut diplôme obtenu, âge de fin d'études, type de résidence, etc.).

Un élément important de la décision de participer au marché du travail est la comparaison des revenus nets du ménage, selon que la personne concernée prend ou non un emploi. L'enquête Emploi ne donne que les salaires (et de façon plus difficile à exploiter les allocations chômage). Elle ne fournit aucune information sur les pensions de retraites, les préretraites et les revenus non salariaux.

Ce manque d'information délimite les contours de cette étude. Sont ainsi exclus les ménages dont un des membres a plus de 55 ans (dont une proportion non négligeable est en préretraite) et ceux dont un des membres est travailleur indépendant ou employeur (l'enquête ne donne que les revenus salariaux). Par ailleurs, par souci de simplicité, le champ de l'étude a été restreint au « cœur » du marché du travail, c'est-à-dire aux personnes d'âge compris entre 25 et 49 ans. Ceci évite de devoir traiter l'interaction complexe entre poursuite des études et chômage des jeunes, et plus généralement les décisions d'entrée et sortie du marché du travail en relation avec l'âge.

Les salariés employés qui travaillent à temps partiel sont écartés ainsi que ceux qui déclarent un volume d'heures hebdomadaires inférieur à trente heures ou supérieur à cinquante. Le temps partiel en France est souvent imposé par l'employeur et subi par l'employé. La modélisation du nombre d'heures de travail désiré – complexe en elle-même –, serait particulièrement difficile à valider sur les observations de l'enquête. Les fonctionnaires sont également exclus car leurs

modalités de recrutement et leurs carrières les placent dans un monde un peu à part. Les employeurs, les travailleurs indépendants, les stagiaires et les contrats aidés ne font pas davantage partie du champ de l'étude. Enfin, le petit nombre d'employés qui déclarent un salaire horaire inférieur au salaire minimum a été laissé de côté (1).

Les moyennes des principales variables de l'analyse sont présentées en tableau A, d'une part pour la sous-population sur laquelle on travaille et, d'autre part, pour l'ensemble des personnes d'âge compris entre 25 et 49 ans. L'échantillon (29 480 observations) représente 9 620 000 personnes, dont 7 680 000 vivent en couple. Les individus ont été séparés suivant leur sexe et selon qu'ils vivent en couple ou non (2). Du fait de l'exclusion des fonctionnaires et des emplois à temps partiel, la proportion de femmes non employées dans l'échantillon est nettement plus forte que dans l'ensemble de la population des femmes entre 25 et 49 ans (56 % au lieu de 40 % pour les femmes en couple, et 43 % au lieu de 33 % pour les femmes seules). De même, l'absence des fonctionnaires se traduit par une moindre proportion de femmes diplômées, et l'exclusion du temps partiel, très souvent féminin, par une durée hebdomadaire du travail supérieure à la moyenne observée dans l'ensemble de la population.

Le salaire net mensuel moyen est nettement plus élevé pour les hommes que pour les femmes. Les hommes ont plus souvent que les femmes un diplôme professionnel et sont un peu plus nombreux à avoir un diplôme supérieur. Les personnes en couple sont pour un quart d'entre elles sans enfant, les trois quarts restant ayant en moyenne 1,9 enfant dans leur foyer. Les femmes sans conjoint sont pour plus de la moitié seules, les autres élevant 1,5 enfant. Les hommes seuls sont pour une très grande majorité effectivement seuls, sans enfant. Comme souvent dans ce type d'études, l'expérience est approchée par la différence entre âge et âge de fin d'études, les données n'offrant pas d'information plus fine. →

1. Le Smic mensuel net était de 5 038 francs à la date de l'enquête. Comme les réponses à l'enquête sont souvent arrondies, on a retenu toutes les observations qui, pour une durée du travail égale à la durée légale, donnent un salaire mensuel d'au moins 5 000 francs.

2. On parlera dans ce dernier cas de personnes « seules », même si nombre d'entre elles élèvent des enfants.

Encadré 1 (fin)

Tableau A

Comparaison de l'échantillon retenu et de l'ensemble des 25 à 49 ans

1 - Statistiques descriptives sur la sous-population étudiée

Moyennes pondérées des variables

	Hommes en couple	Femmes en couple	Hommes seuls	Femmes seules
Emploi (en %)	0,86	0,44	0,70	0,57
Emploi du conjoint (en %)	0,63	0,86	—	—
Salaire net mensuel à 39 heures (en francs)	9 500	8 300	9 100	8 400
Âge de fin d'études (en années)	17,9	18,1	18,7	18,6
Expérience (en années)	19,7	18,6	17,4	18,4
Diplôme supérieur (en %)	0,072	0,066	0,116	0,101
Baccalauréat + 2 ans (en %)	0,086	0,101	0,118	0,123
Baccalauréat ou même niveau (en %)	0,096	0,129	0,111	0,133
CAP, BEP ou équivalent (en %)	0,393	0,282	0,315	0,245
BEPC seul (en %)	0,060	0,093	0,062	0,095
Aucun diplôme (en %)	0,293	0,329	0,277	0,303
Nombre d'enfants	1,353	1,374	0,064	0,695
de moins de 3 ans	0,191	0,202	0,001	0,051
entre 3 et 6 ans	0,251	0,249	0,004	0,113
entre 6 et 18 ans	0,912	0,923	0,059	0,531
Sans enfant (en %)	0,264	0,275	0,953	0,565
Âge entre 25 et 30 ans (en %)	0,188	0,241	0,272	0,249
Âge entre 31 et 40 ans (en %)	0,442	0,436	0,427	0,394
Durée hebdomadaire du travail (en heures)	40,1	39,2	40,2	39,5
Nombre d'observations	12 909	10 892	2 558	3 121
Population représentée (en milliers)	4 172	3 514	961	980

2 - Statistiques descriptives sur l'ensemble des 25-49 ans

Moyennes pondérées des variables

	Hommes en couple	Femmes en couple	Hommes seuls	Femmes seules
Emploi (en %)	0,90	0,60	0,73	0,67
Emploi du conjoint (en %)	0,65	0,88	—	—
Salaire net mensuel à 39 heures (en francs)	9 200	8 600	8 400	8 100
Âge de fin d'études (en années)	18,3	18,1	19,3	19,6
Expérience (en années)	19,6	19,1	14,6	16,1
Diplôme supérieur (en %)	0,097	0,074	0,112	0,121
Baccalauréat + 2 ans (en %)	0,091	0,107	0,114	0,130
Baccalauréat ou même niveau (en %)	0,102	0,131	0,126	0,140
CAP, BEP ou équivalent (en %)	0,380	0,276	0,309	0,236
BEPC seul (en %)	0,059	0,094	0,058	0,084
Aucun diplôme (en %)	0,271	0,317	0,282	0,289
Nombre d'enfants	1,328	1,345	0,093	0,588
de moins de 3 ans	0,181	0,171	0,001	0,036
entre 3 et 6 ans	0,240	0,231	0,006	0,086
entre 6 et 18 ans	0,907	0,943	0,086	0,466
Sans enfant (en %)	0,277	0,280	0,933	0,623
Âge entre 25 et 30 ans (en %)	0,179	0,216	0,416	0,331
Âge entre 31 et 40 ans (en %)	0,426	0,424	0,365	0,363
Durée hebdomadaire du travail (en heures)	40,7	34,2	39,8	36,3
Nombre d'observations	20 193	20 538	5 476	5 379
Population représentée (en milliers)	6 491	6 568	2 014	1 691

Source : enquête Emploi mars 1997, Insee.

offrir son travail. Cette somme est souvent appelée « salaire de réserve ». Pour les femmes en couple par exemple, on la fait traditionnellement dépendre du nombre et de l'âge des enfants à charge, ainsi que du salaire du conjoint.

Dans le plan (coût du travail, salaire de réserve), chaque individu est représenté par un point. Le graphique II donne une illustration très schématique du fonctionnement du modèle dans un monde où il n'y aurait ni prélèvements ni transferts sociaux. On y a reporté le niveau du salaire minimum et la première bissectrice ; celle-ci représente le salaire net, qui s'identifie au coût du travail en l'absence de cotisations sociales. Les personnes dont le salaire de réserve est supérieur au salaire net potentiel ne souhaitent pas prendre un emploi : elles forment le « non-emploi volontaire » et apparaissent au-dessus de la première bissectrice. Celles dont le salaire de réserve est inférieur au salaire potentiel net, mais qui ne peuvent obtenir un salaire supérieur au salaire minimum, souhaitent trouver un emploi mais ne peuvent y accéder à cause de la rigidité du salaire. Elles forment le « non-emploi classique », représenté par un triangle grisé. Enfin, celles dont le coût du travail est au-dessus du salaire minimum et dont le salaire net dépasse le salaire de réserve souhaitent travailler et sont assez productives pour gagner (au moins) le salaire minimum ; elles se trouvent dans la zone blanche en bas à droite du graphique. *A priori*, ces personnes devraient avoir un emploi ; cependant, certaines d'entre elles ne parviendront pas à trouver un emploi du fait des frictions dans l'économie ou d'une conjoncture défavorable. Cette dernière zone se partage donc

entre l'emploi et ce que l'on appelle ici l'« autre non-emploi ». En pratique, il faut déterminer le coût du travail et le salaire de réserve des personnes retenues pour l'analyse.

Le salaire a un profil concave selon l'âge de fin d'études et selon l'expérience

Les équations de salaire décrivent la relation entre le logarithme du coût du travail et ses déterminants (cf. encadré 2). Les variables retenues sont significativement différentes de zéro avec le signe

Graphique II
Une représentation graphique du modèle

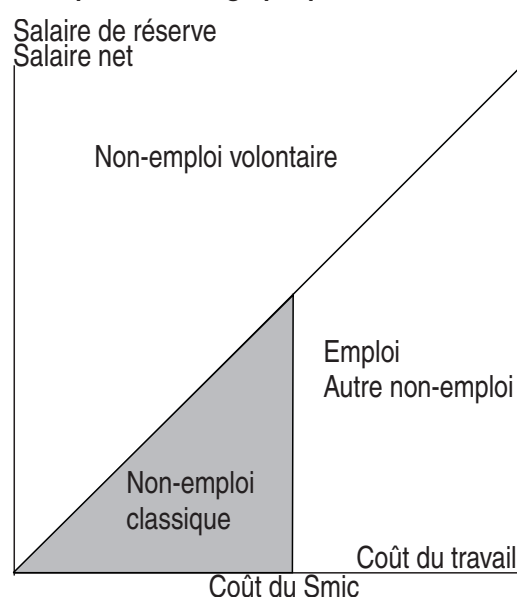


Tableau 1
Équations de salaire

Variable	Hommes en couple		Femmes en couple		Hommes seuls		Femmes seules	
	b	σ	b	σ	b	σ	b	σ
Âge de fin d'études	0,077	0,007	0,110	0,012	0,220	0,021	0,079	0,017
Âge de fin d'études (carré)	- 0,0012	0,0002	- 0,0018	0,0003	- 0,0048	0,0005	- 0,0013	0,0004
Expérience	0,044	0,002	0,041	0,003	0,037	0,004	0,040	0,004
Expérience (carré)	- 0,0006	0,0000	- 0,0005	0,0001	- 0,0005	0,0001	- 0,0006	0,0001
Diplôme supérieur	0,64	0,02	0,79	0,03	0,71	0,04	0,60	0,04
Baccalauréat + 2 ans	0,39	0,02	0,56	0,02	0,41	0,04	0,40	0,03
Baccalauréat ou même niveau	0,23	0,01	0,33	0,02	0,27	0,03	0,27	0,03
CAP, BEP ou équivalent	0,07	0,01	0,19	0,02	0,12	0,02	0,11	0,02
BEPC seul	0,14	0,01	0,18	0,02	0,15	0,04	0,12	0,03
Constante	7,94	0,07	7,17	0,12	6,49	0,22	7,85	0,19
σ_0	0,26	0,01	0,28	0,02	0,29	0,03	0,50	0,04
σ_1	0,0028	0,0006	0,0014	0,0009	0,0013	0,0016	- 0,0063	0,0019

b : coefficient estimé, σ : son écart-type

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

attendu. Les effets des diplômes (pour lesquels la référence est l'absence de tout diplôme) sont également ordonnés de la manière prévue, à l'exception du CAP qui semble rapporter moins que le BEPC. Le salaire a un profil concave en fonction de l'âge de fin d'études et de l'expérience. Il est croissant en fonction de l'âge de fin d'études, avec une dérivée qui diminue : l'année supplémentaire d'études rapporte d'autant moins qu'on a déjà plus étudié. L'âge de fin d'études au-delà duquel les études réduiraient le salaire est supérieur à 30 ans (sauf pour les hommes seuls, où on trouve 23 ans), à la limite supérieure des chiffres observés. De même, le salaire est une fonction concave de l'expérience. Le maximum (33 ans pour les femmes seules, 41 pour les femmes en couple, 37 pour les hommes) est atteint vers la fin de carrière pour les personnes qui ont fait peu d'études (un âge de fin d'études de 18 ans et 32 ans d'activité professionnelle conduisent à un âge de 50 ans, limite des observations retenues ici). Au-delà de cette limite, les salaires ne s'accroissent plus avec l'expérience, ce qui est conforme aux résultats habituels (cf. tableau 1).

Les ajustements ont une précision analogue à ce que l'on trouve d'ordinaire dans les équations de salaire sur données individuelles (3) (Goux et Maurin, 1994). Pour les hommes et femmes en couple, l'écart-type de l'estimation du logarithme du salaire est de l'ordre de 0,3 et ne varie pas significativement avec l'âge de fin d'études. Il est du même ordre de grandeur pour les hommes et femmes seules qui ont fait des études longues, mais un peu supérieur pour les personnes peu diplômées. Ainsi, si l'on prend un intervalle conventionnel de

deux écarts-types de chaque côté de l'estimation centrale, le salaire d'un individu est connu à environ 60 % près. Cette marge d'erreur peut paraître considérable, mais elle est en fait d'un ordre de grandeur assez courant dans ce type d'estimation sur données individuelles.

Le salaire net auquel une personne peut prétendre (si elle trouve un emploi) dépend notamment de son niveau d'éducation. Les rendements de l'éducation (4) associés aux équations de salaires estimées, sont calculés sur l'espérance mathématique du salaire net en début de carrière pour l'ensemble de la population étudiée, en supposant qu'elle soit employée. Relativement aux équations de coût salarial, il y a donc deux différences importantes : d'une part, l'expérience est ramenée à zéro pour tous les individus ; d'autre part, on applique les barèmes de cotisations sociales et de CRDS-CSG pour passer aux salaires nets (5). Les résultats sont présentés par sexe et diplôme de fin d'études, ainsi que par sexe et âge de fin d'études ; ils prennent en compte la corrélation entre âge de fin d'études et diplôme (cf. tableau 2). Ils sont semblables à ce que l'on trouve dans la littérature économique : une année d'études

3. On pourrait améliorer la qualité de l'ajustement en utilisant des caractéristiques de l'entreprise dans laquelle la personne travaille ; l'approche utilisée ne le permet pas, puisqu'on souhaite en fine simuler des transitions entre non-emploi et emploi.

4. Il ne s'agit que de l'impact de l'éducation sur le salaire, sans tenir compte de son effet sur la probabilité d'obtenir un emploi.

5. En raison des allègements de charges sur les bas salaires, la progression des salaires nets est nettement moins rapide que celle des coûts du travail dans la zone qui s'étend entre 1 et 1,33 Smic.

Tableau 2
Rendement de l'éducation

Diplôme	Hommes en couple		Femmes en couple		Hommes seuls		Femmes seules	
	Salaire net	Rapport au BEPC seul	Salaire net	Rapport au BEPC seul	Salaire net	Rapport au BEPC seul	Salaire net	Rapport au BEPC seul
Diplôme supérieur	10 049	1,87	8 190	2,06	9 672	1,85	8 637	1,73
Baccalauréat + 2 ans	7 404	1,38	6 255	1,58	7 329	1,40	6 920	1,39
Baccalauréat ou équivalent	6 169	1,15	4 917	1,24	6 294	1,20	5 979	1,20
CAP, BEP ou équivalent	5 016	0,93	4 057	1,02	5 024	0,96	4 964	0,99
BEPC seul	5 382	1,00	3 968	1,00	5 236	1,00	4 994	1,00
Pas de diplôme	4 471	0,83	3 039	0,77	4 173	0,80	4 248	0,85
Âge de fin d'études	Salaire net	Rendement année suppl.	Salaire net	Rendement année suppl.	Salaire net	Rendement année suppl.	Salaire net	Rendement année suppl.
18 ans	5 232	7,0	4 117	8,2	5 345	8,0	5 056	8,2
19 ans	5 599	11,3	4 456	13,2	5 691	9,5	5 470	10,8
20 ans	6 231	9,5	5 043	11,3	6 137	11,4	6 062	5,8
21 ans	6 824	9,9	5 611	11,5	6 776	8,4	6 412	9,9
22 ans	7 501	13,6	6 255	9,3	7 319	14,2	7 044	6,4
23 ans	8 523	7,2	6 837	7,8	8 361	3,5	7 495	4,5

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

Encadré 2

UN MODÈLE INSPIRÉ DE LA MÉTHODOLOGIE DE MEYER ET WISE

Le coût du travail C , pour un emploi à temps plein avec un horaire hebdomadaire de 39 heures, est supposé satisfaire l'équation :

$$\ln(C) = X\alpha + \sigma\varepsilon$$

où les variables X peuvent comprendre âge de fin d'études, expérience, les carrés de ces deux variables et le diplôme. L'écart-type de l'erreur est autorisé à varier avec le niveau d'études :

$$\sigma = \sigma_0 + \sigma_1 (\text{âge de fin d'études}).$$

Un système de prélèvements et de transferts très complexe s'interpose en France entre le coût du travail et les ressources nettes. La mise en œuvre du modèle s'écarte donc notablement de la présentation graphique (cf graphique II), en ce qu'elle ne porte pas sur un « salaire », mais sur la somme que rapporte un emploi à temps plein après impôts et transferts. La fonction $R(W)$ associe au coût du travail W de la personne, et aux caractéristiques du ménage auquel elle appartient (salaire du conjoint, nombre d'enfants, type de logement, etc.), les ressources financières du ménage après prélèvements et prestations sociales. La décision de participer (c'est-à-dire de se porter sur le marché du travail) est alors représentée par une équation de la forme :

$$R(W) > R(0)Z\beta + Z'\gamma + \tau\eta$$

Dans cette équation, $R(0)$ représente les ressources nettes du ménage (salaire éventuel du conjoint, transferts nets, etc.) quand l'individu considéré ne travaille pas. L'individu ne participera donc que si le salaire auquel il peut prétendre lui assure des ressources nettes supérieures au terme qui apparaît au second membre de l'inégalité. La décision de participation ne compare pas simplement $R(W)$ à $R(0)$, mais fait intervenir d'autres variables Z ou Z' , qui diffèrent selon la personne considérée : âge, nombre et âge des enfants, durée du travail (pour les personnes employées), etc. Si $Z\beta$ était fixé à un, l'équation comparerait simplement l'accroissement de ressources du ménage lié à l'activité [$R(W) - R(0)$] à un « seuil de réserve » ($Z'\gamma + \tau\eta$). On laisse ici le seuil de réserve dépendre de $R(0)$, dans la mesure où les coûts de garde des enfants, par exemple, dépendent en pratique du revenu du ménage, et où le gain financier requis pour se porter sur le marché du travail peut dépendre du salaire du conjoint à travers un effet-revenu sur l'offre de travail (Blundell et MaCurdy, 2000).

On autorise encore l'écart-type du terme d'erreur à varier, ici avec $R(0)$: $\tau = \tau_0 + \tau_1 R(0)$

Les prélèvements pris en compte sont les cotisations sociales (patronales et salariales), nettes des allègements de charges sur les bas salaires, la CSG, la CRDS, l'impôt sur le revenu et la taxe d'habitation (1). Les transferts modélisés comprennent la plupart des prestations familiales, l'allocation logement et le RMI. On se place dans une perspective de long terme et on néglige, par exemple, les dispositifs d'intéressement qui permettent aux allocataires du RMI de conserver une partie de leur allocation pendant une période limitée après qu'ils ont retrouvé un emploi.

On retrouve les trois régions du graphique II. Si

$$R(W) < R(0)Z\beta + Z'\gamma + \tau\eta$$

la personne est en « non-emploi volontaire ». Dans le cas contraire, où elle souhaite travailler, il se peut que les employeurs ne soient pas prêts à lui offrir un salaire supérieur au minimum légal :

$$X\alpha + \sigma\varepsilon < \ln(W_{min})$$

où W_{min} est le coût pour son employeur d'un employé à temps plein payé au Smic. La personne se retrouve alors en « non-emploi classique ». Même si la personne désire travailler et est assez productive pour gagner au moins le salaire minimum, on suppose qu'elle ne trouve un emploi qu'avec une probabilité P et qu'elle reste non employée avec une probabilité $(1-P)$, où P peut dépendre du diplôme et de l'âge. On dira alors que la personne considérée est en situation d'« autre non-emploi » ; cette catégorie hétérogène recouvre notamment le chômage frictionnel et le chômage keynésien.

L'estimation du modèle se fait par le maximum de vraisemblance sur le modèle complet, sous l'hypothèse que les termes d'erreurs (ε, η) des équations de salaire et de participation suivent une loi normale bivariable de moyenne nulle, chacun ayant une variance égale à un, le coefficient de corrélation étant un paramètre ρ sujet à estimation. Il serait erroné d'estimer le modèle équation par équation, par exemple en estimant l'équation de salaire par moindres carrés ordinaires sur la population employée. En effet, les personnes employées ont, plus souvent que les autres, des caractéristiques inobservées ε positives, ce qui biaiserait l'estimation. Les résultats obtenus seront néanmoins comparés avec les évaluations existant par ailleurs, même si celles-ci sont souvent sujettes à ce type de biais de sélection.

La méthodologie de Meyer et Wise, dont s'inspire le modèle, a fait l'objet de critiques : elles se focalisent sur le fait que la forme de la distribution des termes d'erreur n'est pas identifiable dans la région où les observations sont tronquées par le salaire minimum. Dickens, Machin et Manning (1998) insistent sur ce point, qui fragilise les conclusions lorsque les variables qui déterminent le niveau des salaires ont peu de pouvoir explicatif. Dans la présente étude, les équations de salaire ont une précision suffisante. Les essais de spécification alternative de la distribution des résidus menés pour les femmes en couple (mélange de lois normales, distributions à valeurs extrêmes) confirment la robustesse des résultats.

Une originalité de l'approche retenue tient à la description détaillée du système fiscal-social, selon une suggestion originellement mise en avant par van Soest (1989). La qualité, inhabituelle dans la littérature économique, de l'équation de participation tient notamment à la force identifiante du système complexe de prestations sous conditions de ressources qui prévaut en France, et qui n'est généralement pas modélisé dans son ensemble.

1. Laroque et Salanié (1999) donnent le détail de la construction de la fonction R (ainsi que le calcul du coût du travail à partir des données de salaire net et d'heures hebdomadaires).

supérieures supplémentaire augmente le salaire d'embauche de 8 à 10 % en moyenne (6).

Pour les hommes, le rendement marginal d'une année supplémentaire d'études est maximal à 22 ans et baisse ensuite. Pour les femmes, le rendement maximum semble être atteint plus tôt. L'examen des salaires nets montre la situation très à part des femmes en couple, dont les salaires apparaissent inférieurs de l'ordre de 20 % à ceux des autres catégories. Cet écart est plus fort que les chiffres couramment admis sur données françaises (Colin, 1999) : peut-être est-ce à relier au fait que l'on corrige du biais du non-emploi des femmes moins qualifiées (7). Les salaires nets moyens simulés pour les femmes en couple qui ont un diplôme inférieur au baccalauréat seraient ainsi inférieurs au Smic. Ce résultat en apparence surprenant signifie simplement que dans cette catégorie, seules les femmes qui ont une productivité relativement élevée (ce qui se traduit par un ε suffisamment positif) peuvent espérer trouver un emploi.

La participation au marché du travail dépend en grande part de facteurs inexpliqués

Le deuxième élément du modèle, après les équations de coût salarial, est la décision de participation.

Les spécifications retenues sont très différentes selon le sexe et la situation matrimoniale. La richesse de l'équation qui peut être estimée dépend, en effet, du nombre d'observations et de la variabilité des situations individuelles. Le premier facteur favorise les individus en couple. Le second renvoie à la diversité des situations sur le marché du travail, à la présence d'enfants dans le ménage, et surtout à la présence d'un conjoint dont le salaire joue un rôle crucial. On conçoit dès lors que, pour donner un exemple extrême, la spécification retenue pour les hommes seuls (qui sont peu nombreux, n'ont par définition pas de conjoint et n'ont que très rarement des enfants à charge) soit nécessairement beaucoup

6. Card (1998) estime que le rendement marginal est de l'ordre de 6 % aux États-Unis ; mais la plupart des études françaises (Goux et Maurin, 1994) trouvent un effet plus important de l'éducation.

7. Il y a d'autres différences avec les études existantes. L'échantillon exclut les fonctionnaires, mais les femmes très qualifiées sont sur-représentées dans la Fonction publique, où elles ont des salaires inférieurs à ceux de leurs homologues masculins du privé. Cette caractéristique n'est donc pas de nature à réduire l'écart. Par ailleurs, la mesure de l'expérience par la différence entre âge courant et âge à la fin des études est particulièrement sujette à erreur pour les femmes en couple, qui connaissent de fréquentes interruptions de carrière. Ceci doit biaiser vers le bas les coefficients des variables d'expérience dans les équations, ce qui ne saute pas aux yeux dans le tableau 2, et de ce fait pourrait biaiser à la hausse le salaire à expérience nulle ! Plus fondamentalement, rajouter des variables caractérisant l'entreprise ou le secteur d'activité pourrait notablement réduire le différentiel de salaire entre hommes et femmes en couple.

Tableau 3
Équation de participation des femmes en couple

Variable	Coefficient	Écart-type
Effets multiplicatifs β		
Constante	1,169	0,052
Sans enfant	- 0,084	0,068
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	- 0,167	0,056
Nombre d'enfants entre 3 et 6 ans	- 0,046	0,046
Nombre d'enfants entre 6 et 18 ans	0,108	0,026
Entre 25 et 30 ans	0,167	0,072
Entre 31 et 40 ans	0,065	0,047
Effets additifs γ (francs par mois)		
Constante	- 545	739
Sans enfant	1 811	756
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	4 411	758
Nombre d'enfants entre 3 et 6 ans	4 011	636
Nombre d'enfants entre 6 et 18 ans	992	375
Entre 25 et 30 ans	- 3 685	819
Entre 31 et 40 ans	- 2 386	583
Heures hebdomadaires	117	63
Écarts-types		
τ_0	2 816	460
τ_1	0,127	0,026
ρ	0,11	0,05

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

plus pauvre que celle retenue pour les femmes en couple.

La spécification la plus riche concerne de fait les femmes en couple (cf. tableau 3). La décision de participation combine un terme additif exprimé en francs par mois et un terme multiplicatif, fraction du revenu du ménage lorsque la femme ne travaille pas, noté $R(0)$. Chacun des deux termes dépend du nombre et de l'âge des enfants au foyer, et de la tranche d'âge de la femme (entre 25 et 30 ans, entre 31 et 40 ans, ou au-delà). Enfin, on a ajouté en additif la différence à 39 du nombre d'heures hebdomadaires travaillées : elle vise à prendre en compte la désutilité croissante du travail avec les heures travaillées. En divisant le coefficient de cette variable par le nombre de semaines dans le mois (approximativement 4), on a une mesure d'un salaire horaire de réservation.

L'équation est affectée d'un fort aléa tenant aux caractéristiques du ménage non représentées dans l'équation : l'écart-type de l'erreur est d'environ (2 800 francs par mois + 13 % de $R(0)$), soit en moyenne 4 200 francs. La décision de participation dépend donc en grande partie des facteurs inexplicables résumés dans le terme η . La présence de ce terme traduit l'incapacité à décrire parfaitement les déterminants de la décision de participation.

Le gain financier médian requis pour participer, G , est défini comme :

$$G = R(0)(Z\beta - 1) + Z'\gamma$$

si bien qu'une femme acceptera de participer si et seulement si, en moyenne, le travail accroît les ressources de son ménage d'au moins G :

$$R(W) - R(0) > G + \tau\eta$$

Les résultats sont présentés en mettant η à sa valeur médiane, égale à 0. Des indications sur la distribution de G sont données pour plusieurs catégories de femmes en couple (cf. tableau 4). Pour chacune de ces catégories, sont indiqués la moyenne, le premier et le troisième quartile de la distribution de $R(0)$ et de celle de G . Les ressources $R(0)$ du ménage en cas d'inactivité de la femme sont très dispersées, notamment parce qu'elles dépendent fortement du salaire du conjoint. Elles sont en moyenne plus faibles pour les femmes jeunes (dont les maris sont également plus jeunes et perçoivent donc des revenus salariaux peu élevés) et pour celles qui ont peu d'enfants (les transferts s'accroissent rapidement avec le nombre d'enfants). Le gain financier requis pour participer tend à s'accroître avec l'âge et le nombre d'enfants. Ce phénomène tient à la fois à l'influence négative de $R(0)$ sur la participation et aux effets directs de l'âge et du nombre d'enfants. En définitive, la présence d'un enfant supplémentaire accroît G d'une somme qui est de l'ordre de 2 000 francs par mois et réduit donc très nettement la participation.

On peut vérifier que le niveau d'éducation n'a qu'une influence assez faible sur le gain financier requis pour participer. En revanche, celui-ci croît assez nettement en fonction de $R(0)$. Il apparaît clairement que les femmes dont le $R(0)$ est faible acceptent de participer pour des gains beaucoup plus faibles que les femmes dont le $R(0)$ est élevé (cf. graphique III).

Les valeurs de G ainsi calculées ne peuvent pas être comparées directement au Smic net (5 038 francs par mois) : il faut prendre en compte les variations des prestations (RMI, allocation logement et allocations familiales sous conditions de ressources) et

Tableau 4
Gains requis pour participer (femmes en couple)

En francs par mois

Catégorie	$R(0)$			G		
	25 %	Moyenne	75 %	25 %	Moyenne	75 %
Ensemble	7 459	10 760	12 391	1 692	3 804	5 563
Moins de 30 ans	6 998	9 344	11 203	- 252	2 369	4 588
Entre 31 et 40 ans	8 048	11 396	13 085	1 978	4 524	6 445
Plus de 41 ans	7 138	10 956	12 236	1 993	3 900	4 613
Sans enfant	6 228	9 110	10 353	- 252	1 015	1 993
Un enfant	7 199	9 911	10 631	1 481	2 416	2 917
Deux enfants	8 718	11 589	12 931	4 032	5 020	5 770
Trois enfants ou plus	10 733	13 801	14 846	7 091	9 191	10 322

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

des impôts, qui dépendent elles-mêmes du revenu du conjoint. Une valeur de G de 5 038 francs ne peut donc être atteinte que pour un salaire net en général assez supérieur au Smic. Comme le montre le coefficient estimé des heures, ces chiffres doivent aussi être augmentés de $117/4 \cong 30$ francs par heure travaillée au-delà de 39 heures, soit une somme voisine du Smic horaire net.

Une sensibilité assez forte aux incitations financières pour les femmes en couple

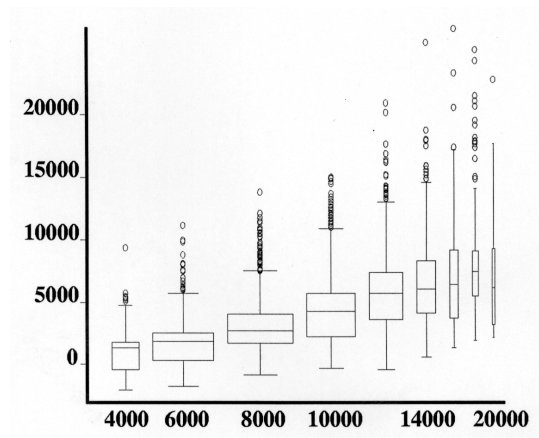
Pour illustrer ces résultats sur les femmes en couple, considérons par exemple une femme de 35 ans dont le conjoint ne travaille pas et qui a deux enfants de 5 et 7 ans à charge. Le graphique IV précise le graphique II en prenant en compte les transferts et prélèvements qui définissent la fonction R . Si cette femme ne travaille pas, le ménage a des ressources nettes $R(0) = 7 000$ francs par mois qui se décomposent en 800 francs de prestations familiales, 3 900 francs de RMI et 2 300 francs d'allocation logement. Si elle se met à travailler, le ménage n'a plus droit au RMI ; il perd brutalement 400 francs par mois à la sortie du RMI, du fait des modalités d'attribution de l'allocation logement et de

paiement de la taxe d'habitation. Compte tenu de la dégressivité des prestations, la reprise par cette femme d'un emploi payé au Smic n'augmente les ressources de son ménage que d'environ 350 francs par mois, soit 2 francs par heure travaillée ; c'est ce qu'on appelle habituellement la trappe à pauvreté. La droite horizontale en pointillés indique les « ressources nettes de réserve », c'est-à-dire l'espérance du membre de droite de l'équation de participation, qui vaut $[G + R(0)]$. Compte tenu de la présence de deux enfants, la femme considérée n'acceptera de travailler à temps plein que pour un supplément moyen de ressources nettes d'environ 4 000 francs par mois ; mais le jeu complexe du système de prélèvements et de transferts fait qu'il faut atteindre un coût du travail de plus de 18 000 francs par mois, plus de deux fois le Smic, pour parvenir à s'assurer un tel supplément de ressources. Dans cette situation, peu de femmes accepteront de chercher effectivement un emploi (8).

8. On n'examine ici que la reprise d'un emploi à temps plein, mais le graphique IV montre que la situation est encore pire pour la reprise d'un emploi à temps partiel : un emploi à mi-temps payé au Smic n'apporterait dans cet exemple aucun supplément de revenu, et un emploi à 80 % du Smic appauvrirait le ménage... à moins bien sûr de ne pas le déclarer.

Graphique III
Gain financier requis pour participer en fonction de $R(0)$

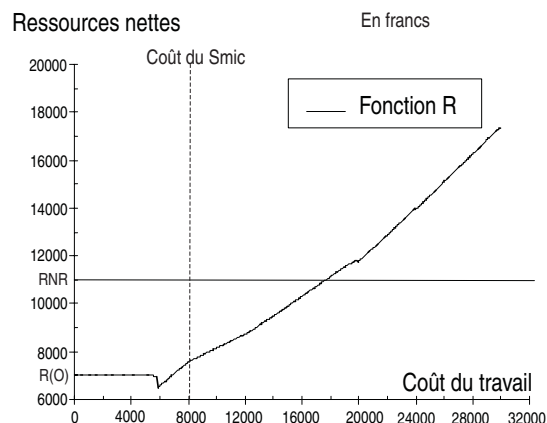
En francs



Lecture : cette figure est un graphique de Tukey, où chaque « boîte » sur la figure a une largeur proportionnelle au nombre de femmes dont le $R(0)$ correspond à l'abscisse et une hauteur proportionnelle à la dispersion de G , dont la médiane est figurée par le segment de droite horizontale qui partage la boîte.

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

Graphique IV
Gain requis pour participer : un exemple de femme en couple



RNR : ressources nettes de réserve.

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

Bien entendu, toutes les femmes en couple ne sont pas dans une telle situation. La présence de jeunes enfants à charge augmente à la fois les prestations soumises à conditions de ressources et les ressources nettes de réserve. Elle accentue donc les effets désincitatifs du système. Par ailleurs, les femmes dont le conjoint est employé n'ont habituellement pas droit au RMI et échappent ainsi pour la plupart à la trappe à pauvreté.

Cet exemple permet également d'étudier la sensibilité de la décision de participation aux incitations financières. Comme on l'a vu, une femme en couple de cette catégorie sera en moyenne indifférente entre participer et rester en dehors du marché du travail si on lui propose un salaire qui lui permet d'accroître les ressources de son ménage de 4 000 francs environ. Dans ces conditions, la probabilité de participation de cette catégorie de femmes sera exactement de 0,5. Si maintenant on leur propose un travail mieux rémunéré (ou si leurs prélèvements nets sont réduits) de telle sorte que l'accroissement de leurs ressources passe à 5 000 francs par mois en cas de travail, leur probabilité de participation s'accroîtra. Il s'agit de la probabilité que η soit tel que :

$$R(W) - R(0) > G + \tau\eta$$

qui n'est autre que le complément à un de la probabilité de non-emploi volontaire. On peut calculer qu'elle passera à 0,61, alors qu'elle tomberait à 0,39 si l'accroissement de ressources n'était que de 3 000 francs. Cette sensibilité relativement forte

aux incitations financières est caractéristique des femmes en couple : alors que la probabilité de participation simulée sur l'ensemble de l'échantillon est de 0,61, elle passerait à 0,68 si l'accroissement de revenu lié à l'emploi était uniformément plus élevé de 1 000 francs par mois. Si cet accroissement était uniformément plus bas de 1 000 francs, cette probabilité serait de 0,54.

Les résultats d'estimation des équations de participation sur les autres sous-populations sont malheureusement moins satisfaisants (cf. tableau 5). L'équation de participation des femmes seules est plus simple que celle des femmes en couple : l'échantillon est moins fourni et les variations du revenu en cas de non-emploi, essentiellement liées au nombre d'enfants à charge, sont de moindre ampleur. On n'a pas trouvé d'effet multiplicatif significativement différent de 1 : la spécification est donc additive. L'écart-type de l'équation est très élevé, 11 000 francs par mois en moyenne, ce qui traduit le faible pouvoir explicatif de l'équation.

Pour les femmes seules sans enfant, le taux de participation 0,5 est atteint avec des pertes financières à l'emploi : il suffit que ces femmes ne perdent pas plus de 4 500, 3 700 et 1 800 francs par mois (pour les tranches d'âge 25-30, 31-40 et 41-50 ans) en étant employées. Pour mieux comprendre ce résultat, on peut calculer le taux de participation des femmes seules sans enfant quand leur revenu avec emploi est exactement le même que leur revenu sans emploi. Ce taux est de 0,52 : plus de la moitié

Tableau 5
Équations de participation des autres sous-populations

Variables	Femmes seules		Hommes en couples		Hommes seuls	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Effets multiplicatifs β						
Constante	1,0	bloqué	0,850	0,112	1,0	bloqué
Effets additifs γ (francs par mois)						
Constante	- 1 758	1 470	- 2 707	834	- 49	3 031
Nombre d'enfants de moins de 3 ans	5 874	1 006	471	338		
Nombre d'enfants entre 3 et 6 ans	} 3 035	} 453	474	285		
Nombre d'enfants entre 6 et 18 ans			1 015	194		
Entre 25 et 30 ans			- 2 730	844		
Entre 31 et 40 ans	- 1 952	565				
Heures hebdomadaires	25	117	17	119		
Écart-type						
τ_0	14 986	2 859	5 933	571	1 551	2 094
τ_1	- 1,187	0,316				
ρ	0,88	0,02	0,80	0,03	0,137	0,682

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

des femmes participent sans y trouver de gains financiers. La présence d'un enfant de moins de trois ans a un effet très dissuasif pour la participation, puisqu'elle ramène ce taux à 0,25. Ces femmes sont moins sensibles aux incitations financières que les femmes en couple : si elles gagnaient 1 000 francs par mois à travailler, leur probabilité de participation s'élèverait légèrement, à 0,56. Pour le dire d'une autre façon, le taux de participation de l'ensemble des femmes seules, qui est de 0,71, passerait à 0,74 si elles gagnaient 1 000 francs par mois de plus à travailler.

Les hommes ont beaucoup plus souvent un emploi que les femmes, particulièrement dans la sous-population étudiée. Cette caractéristique n'autorise qu'une spécification assez simple de l'équation. Comme pour les femmes seules, il ressort des estimations qu'ils souhaitent dans leur majorité avoir un emploi, même s'ils y perdent en termes financiers.

Les hommes en couple participent en moyenne dès lors que leur ménage n'y perd pas plus de (15 % de $R(0) + 2\,700$ francs par mois). Les effets enfants sont faibles et souvent non significatifs. L'écart-type de l'équation est de l'ordre de 6 000 francs mensuels. Le taux de participation est très élevé, à 0,96 ; il ne passerait qu'à 0,97 si le ménage gagnait 1 000 francs de plus par mois. Cette

sous-population paraît donc très peu sensible aux incitations financières.

Pour les femmes seules comme pour les hommes en couple, le coefficient de corrélation ρ est nettement positif. Il est probable que les spécifications retenues omettent des facteurs qui influencent la productivité et le salaire de réserve dans le même sens ; ceci justifierait des travaux plus poussés.

Près de 30 % des hommes seuls de l'échantillon ne sont pas employés, mais on ne dispose que d'un modèle extrêmement rudimentaire pour retracer ce phénomène. Le revenu mensuel en non-emploi est pour l'essentiel constant, avec une moyenne de 3 400 francs et un écart-type de 700 francs ; il ne varie que pour les 5 % des hommes qui ont des enfants à charge, et selon les conditions de logement. Ce manque de variabilité des situations individuelles rend difficile d'estimer une équation de participation satisfaisante. L'équation retenue est estimée de manière très imprécise. Le fait que de nombreuses sous-populations acceptent de participer pour des gains financiers négatifs suggère que d'autres motivations sont à l'œuvre : on peut citer, par exemple, le désir d'acquérir une expérience qui puisse ensuite être valorisée, ou encore le fait que le travail procure des droits à certaines prestations (retraite, chômage). Ce dernier point laisse penser que les cotisations sociales pourraient être traitées, au moins en partie, comme une épargne différée.

Tableau 6
Estimation du facteur P

	Hommes en couple		Femmes en couple		Hommes seuls		Femmes seules	
	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type	Coefficient	Écart-type
Diplôme supérieur (âgé)	0,89	0,01	0,63	0,04	0,82	0,03	0,81	0,06
Baccalauréat + 2 ans (âgé)	0,89	0,01	0,79	0,04	0,84	0,03	1,00	0,08
Baccalauréat ou équivalent (âgé)	0,91	0,01	0,80	0,04	0,77	0,03	1,00	0,08
CAP, BEP ou équivalent (âgé)	0,94	0,01	0,85	0,04	0,82	0,03	1,00	0,09
BEPC seul (âgé)	0,92	0,02	0,84	0,05	0,69	0,05	0,96	0,09
Pas de diplôme (âgé)	0,90	0,01	0,71	0,04	0,71	0,04	0,84	0,08
Diplôme supérieur (jeune)	0,87	0,02	0,78	0,03	0,82	—	0,81	—
Baccalauréat + 2 ans (jeune)	0,93	0,01	0,89	0,03	0,84	—	1,00	—
Baccalauréat ou équivalent (jeune)	0,96	0,01	0,96	0,04	0,77	—	1,00	—
CAP, BEP ou équivalent (jeune)	1,00	0,01	1,00	0,05	0,82	—	1,00	—
BEPC seul (jeune)	0,90	0,03	0,88	0,07	0,69	—	0,96	—
Pas de diplôme (jeune)	0,96	0,02	1,00	0,08	0,71	—	0,84	—

Lecture : $(1 - P)$ est la probabilité de ne pas trouver d'emploi pour les personnes qui souhaitent travailler et qui ont une productivité suffisante pour obtenir au moins le $Smic$.

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

L'autre non-emploi, catégorie résiduelle

Le dernier élément de modélisation de l'emploi est le facteur P , ($I-P$) étant la probabilité de ne pas trouver d'emploi pour les individus qui souhaitent travailler et qui ont une productivité suffisante pour obtenir au moins le Smic. Pour toutes les catégories, on a autorisé le facteur à varier avec le diplôme (cf. tableau 6). Pour les hommes et femmes en couple, on a en outre croisé diplôme et génération (l'âge de 35 ans séparant les « jeunes » et les « âgés »). On s'attend à ce que le facteur ($I-P$) « explique » l'essentiel du non-emploi des personnes très diplômées, puisque le salaire auquel elles peuvent prétendre est supérieur au Smic et est probablement la plupart du temps supérieur au revenu de réserve.

Par définition, l'autre non-emploi recouvre notamment le chômage keynésien et le chômage frictionnel. C'est donc une catégorie résiduelle qui comprend toutes les formes de non-emploi que le modèle très simple ne parvient pas à expliquer. Certains cas d'autre non-emploi peuvent d'ailleurs ressortir d'une variante de non-emploi classique : si, par exemple, les conventions collectives font que les salaires relatifs des différentes qualifications sont assez rigides à long terme, le niveau du Smic aura des effets négatifs sur l'emploi des qualifiés comme des non-qualifiés. Pour toutes ces raisons, les résultats sur l'importance de l'autre non-emploi doivent être interprétés avec prudence.

Les causes de non-emploi sont très différentes selon le sexe

Une fois le modèle estimé, on peut calculer pour chaque personne, étant donné ses caractéristiques

observables, la probabilité qu'elle se trouve en non-emploi. En faisant la moyenne pondérée de ces probabilités, avec les poids de sondage des individus dans l'enquête Emploi, on obtient une probabilité de non-emploi agrégée sur l'échantillon, que l'on peut comparer à la proportion de non-employés observée (cf. tableau 7). Du fait des erreurs de sondage et de la variance des coefficients estimés, l'incertitude sur les probabilités simulées est de l'ordre de un point. Compte tenu de cette incertitude, le modèle explique bien le non-emploi. L'écart maximal est de 2,2 points pour les femmes seules titulaires d'un diplôme professionnel, une catégorie peu nombreuse sujette à erreur d'échantillonnage. Pour les personnes sans diplôme, catégorie intéressante au premier chef, l'erreur d'estimation est inférieure à un point.

Une fois le modèle estimé, on peut l'utiliser pour établir un diagnostic des causes de non-emploi et pour chiffrer les effets probables de telle ou telle modification de l'environnement des agents (Smic, impôts et cotisations sociales, prestations sociales). Le non-emploi est décomposé dans ses trois grandes catégories rappelées ci-dessous :

- non-emploi volontaire : la personne ne souhaite pas prendre un emploi, compte tenu du salaire auquel elle peut prétendre et des effets du système sociofiscal ;
- non-emploi classique : la personne souhaite travailler, mais le salaire auquel elle peut prétendre est inférieur au Smic ;
- autre non-emploi : la personne souhaite travailler, sa qualification lui assurerait une rémunération supérieure au Smic, mais elle ne trouve pas d'emploi.

Tableau 7
Ajustement du non-emploi

En %

Variables	Hommes en couple		Femmes en couple		Hommes seuls		Femmes seules	
	Simulé	Observé	Simulé	Observé	Simulé	Observé	Simulé	Observé
Ensemble	14,0	14,0	56,1	55,9	29,5	29,9	43,2	42,5
Diplôme supérieur	11,7	11,8	42,5	42,0	18,4	18,7	27,7	28,8
Baccalauréat + 2 ans	9,8	10,1	37,4	36,6	18,2	19,7	19,9	19,5
Baccalauréat ou équivalent	9,8	10,1	44,0	43,8	26,3	26,3	29,2	27,9
CAP, BEP ou équivalent	11,5	10,6	51,9	51,7	26,0	25,8	43,3	41,1
BEPC seul	13,5	14,5	55,6	55,7	35,9	36,3	44,3	45,2
Pas de diplôme	20,5	21,4	72,9	73,1	42,7	43,4	63,5	63,2

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

Cette décomposition résulte d'une simulation du modèle, de sorte que la somme des trois probabilités est par construction égale à la proportion simulée de non-employés dans l'échantillon (cf. tableau 7).

De grandes différences apparaissent selon le sexe (cf. tableau 8). Pour les hommes (et surtout pour les hommes seuls), l'autre non-emploi domine, alors que les femmes sont très majoritairement classées en non-emploi volontaire. Le non-emploi classique s'accroît toujours lorsque l'on descend dans la liste des diplômés : en effet, les individus moins diplômés perçoivent des salaires en moyenne plus

faibles et sont donc plus exposés au risque d'être privés d'un emploi par le salaire minimum. Le non-emploi volontaire est également beaucoup plus élevé pour les individus moins diplômés. Les salaires auxquels ils peuvent prétendre sont relativement bas, ce qui, compte tenu du jeu des prestations soumises à conditions de ressources et des taux de prélèvement marginaux élevés qu'elles entraînent, peut rendre la prise d'un emploi peu attractive. Le non-emploi classique touche 4,2 % des hommes et 9,6 % des femmes. Comme le non-emploi volontaire est beaucoup plus élevé chez les femmes que chez les hommes, le non-emploi classique représente environ 25 % du

Tableau 8
Décomposition du non-emploi

En pourcentage de la population concernée

	Composantes du non-emploi			Simulé
	Volontaire	Autre	Classique	
Hommes en couple				
Ensemble	4,3	5,9	3,8	14,0
Diplôme supérieur	0,0	11,6	0,1	11,7
Baccalauréat + 2 ans	0,5	8,7	0,6	9,8
Baccalauréat ou équivalent	1,4	6,8	1,5	9,8
CAP, BEP ou équivalent	4,4	3,1	4,1	11,5
BEPC seul	2,9	8,4	2,3	13,5
Pas de diplôme	7,7	6,7	6,2	20,5
Femmes en couple				
Ensemble	38,6	8,0	9,4	56,1
Diplôme supérieur	20,7	21,5	0,3	42,5
Baccalauréat + 2 ans	24,9	10,6	1,9	37,4
Baccalauréat ou équivalent	31,3	6,9	5,8	44,0
CAP, BEP ou équivalent	38,5	4,6	8,9	51,9
BEPC seul	40,0	7,8	7,8	55,6
Pas de diplôme	49,0	8,0	15,8	72,9
Hommes seuls				
Ensemble	3,2	20,1	6,2	29,5
Diplôme supérieur	0,3	17,6	0,4	18,4
Baccalauréat + 2 ans	1,0	15,9	1,3	18,2
Baccalauréat ou équivalent	1,7	22,1	2,5	26,3
CAP, BEP ou équivalent	3,3	16,8	5,9	26,0
BEPC seul	2,5	29,4	4,1	35,9
Pas de diplôme	6,0	23,7	13,1	42,7
Femmes seules				
Ensemble	29,0	4,1	10,1	43,2
Diplôme supérieur	10,1	16,7	0,9	27,7
Baccalauréat + 2 ans	17,0	0,0	2,9	19,9
Baccalauréat ou équivalent	23,5	0,0	5,7	29,2
CAP, BEP ou équivalent	32,0	0,0	11,2	43,3
BEPC seul	32,1	2,6	9,5	44,3
Pas de diplôme	39,3	7,0	17,3	63,5

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

non-emploi des hommes et un peu moins de 18 % de celui des femmes.

Sur l'ensemble de l'échantillon, qui couvre 9 600 000 personnes, 3 250 000 n'ont pas d'emploi. D'après les estimations obtenues, 1 850 000 sont volontairement dans cette situation, 650 000 en sont empêchées par le Smic, et 750 000 sont en autre non-emploi. Dans quelles catégories se rangent les chômeurs ? On modélise ici, il faut le rappeler, le non-emploi, et non le chômage. Le chômage est défini par le fait d'être sans emploi et à la recherche d'un emploi. Tout chômeur est donc par définition sans emploi, mais de nombreuses personnes sans emploi ne sont pas au chômage parce qu'elles ne recherchent pas un emploi. L'échantillon comprend 1 525 000 chômeurs au sens du BIT, un peu moins de la moitié de l'ensemble des personnes sans emploi. Les chômeurs se classent pour 23 % dans le non-emploi classique, pour 31 % dans l'autre non-emploi et pour 46 % dans le non-emploi volontaire. Le fait que près de la moitié des chômeurs sont classés dans le non-emploi volontaire peut paraître paradoxal, puisqu'un chômeur est par définition à la recherche d'un emploi. Ce classement signifie simplement que ces personnes gagneraient peu à prendre un emploi, de sorte qu'au vu du comportement moyen dans la population, elles ne devraient effectivement pas participer.

L'analyse réalisée dessine une réponse à une observation empirique bien connue : le fait que les femmes en couple dont le conjoint est sans emploi ont un taux d'emploi beaucoup plus faible (31,1 % dans l'échantillon) que celles dont le conjoint a un emploi (dont le taux d'emploi atteint 46,1 %). Les régressions usuelles des taux d'emploi sur des caractéristiques individuelles ne rendent compte que d'une très faible part de cet écart ; le reste est expliqué, faute de mieux, par l'idée que les personnes peu qualifiées tendent à se marier entre elles. En revanche, le modèle simule des taux d'emploi de 32,5 % et 45,7 % pour ces deux sous-populations de femmes en couple, et explique donc bien le phénomène. L'essentiel de cette différence des taux d'emploi simulés provient en fait du non-emploi volontaire. Alors que les femmes dont le conjoint est employé gagneraient en moyenne 5 800 francs par mois à prendre un emploi, ce supplément de revenus n'est plus que de 2 800 francs pour les femmes dont le conjoint est sans emploi : ces dernières perdent, en effet, le bénéfice d'une partie non négligeable de leurs prestations sociales quand elles reprennent un emploi (comme le montrait déjà le graphique IV). En conséquence, la probabilité de non-emploi volontaire simulée est beaucoup plus élevée (53 % contre 37 %) chez ces femmes. Leur taux d'emploi plus faible paraît donc très largement imputable au *modus operandi* du système de transferts sous

conditions de ressources (9). En revanche, la comparaison des résidus estimés des équations de salaires montre qu'ils sont en moyenne très proches que le mari ait un emploi ou non, l'explication traditionnelle selon laquelle les non-qualifiés se marient entre eux ne jouant donc apparemment qu'un rôle accessoire.

L'opération du système de transferts sous conditions de ressources et la façon dont il induit des taux de prélèvement très élevés en bas de l'échelle des revenus tend donc à concentrer l'exclusion du marché de l'emploi : le non-emploi de l'un des membres d'un couple accroît la probabilité que son conjoint soit également sans emploi. Ce phénomène n'est pas particulier à la France : on l'a également observé au Royaume-Uni et en Australie notamment, où il s'explique par des raisons semblables.

Deux simulations de politique économique

Le modèle dépend, à travers la fonction R qui relie le coût du travail d'un individu et les revenus nets de son ménage, de dizaines de paramètres de politique économique : les barèmes de cotisations sociales, de l'impôt sur le revenu, des prestations familiales, du RMI, etc. Il est dès lors possible de modifier certains de ces paramètres et d'étudier l'effet de leurs variations sur les différentes catégories de non-emploi, l'emploi, la distribution des revenus et les comptes publics.

Plusieurs précautions sont cependant à prendre dans l'interprétation de ces résultats. D'une part, le modèle est un modèle de long terme, qui ne peut décrire les effets d'une mesure de politique économique qu'après que tous les ajustements ont eu lieu, soit à un horizon de l'ordre de cinq à dix ans. Ce point est extrêmement important ; on sait par exemple qu'à court terme, une hausse du Smic a (à travers les grilles de salaires fixées dans les conventions collectives) des effets de diffusion jusqu'à environ un Smic et demi. En se plaçant dans une perspective de long terme, on suppose que ce phénomène de diffusion peut être négligé. D'autre part, on supposera toujours que la distribution des coûts du travail que les entreprises sont prêtes à payer reste inchangée dans ces simulations. Ceci peut renvoyer à une hypothèse de concurrence parfaite des entreprises sur le marché du travail, auquel cas les individus sont payés à

9. Ce phénomène n'est pas lié au sexe : on l'observe aussi chez les hommes en couple, qui ont un taux d'emploi nettement plus élevé quand leur femme travaille (90 % contre 80 %). Là encore, la raison semble en être la trappe à pauvreté : le non-emploi volontaire est estimé à 9 % pour les hommes dont la femme ne travaille pas, contre moins de 2 % pour ceux dont la femme travaille.

leur productivité. Par ailleurs, on suppose aussi que reste inchangée la situation macroéconomique, qui détermine la probabilité de l'« autre non-emploi ». Enfin, la structure même du modèle, fondée sur les individus et non sur les ménages, conduit à maintenir constant l'emploi du conjoint pour les personnes qui vivent en couple. Compte tenu des difficultés rencontrées en estimant les équations de participation des femmes seules et des hommes, on isolera dans le commentaire des simulations les résultats pour les femmes en couple, qui paraissent relativement robustes, des autres résultats, plus fragiles.

Sous ces réserves, on examine deux mesures possibles :

- la suppression des allègements de charges sur les bas salaires ;
- une augmentation de 10 % du Smic.

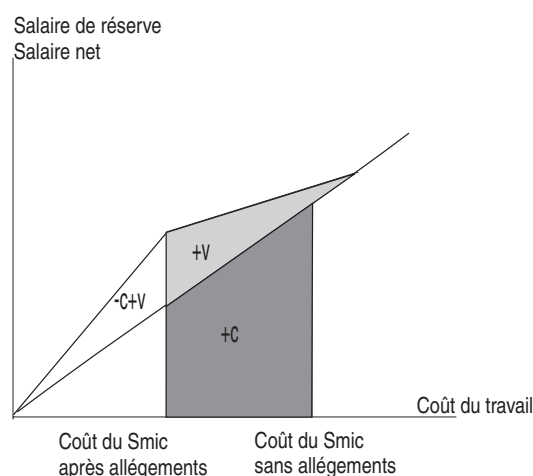
Ces deux illustrations ont été retenues parce qu'elles renvoient toutes deux au diagnostic sur le rôle du coût du travail non qualifié dans le chômage, qui continue à faire l'objet de débats. Le modèle permet toutefois d'aller plus loin et d'examiner l'impact de mesures plus ciblées. C'est par exemple le cas de l'allocation parentale d'éducation.

L'allocation parentale d'éducation, d'environ 3 000 francs par mois, est versée aux ménages dont un membre (généralement la femme) abandonne son emploi pour élever un enfant de moins de 3 ans, pourvu que le ménage ait au moins trois enfants à charge (APE de rang 3) ou seulement deux enfants (APE de rang 2). La création de l'APE de rang 2 en juillet 1994 a rencontré un grand succès, puisque environ 350 000 femmes la percevaient en juin 1997. Parallèlement, le taux d'activité des femmes ayant deux enfants dont un de moins de 3 ans, et qui sont donc éligibles à l'APE de rang 2, a spectaculairement baissé. Afsa (1999) et Piketty (1998) estiment que l'APE de rang 2 a pu inciter 150 000 femmes à se retirer du marché du travail.

L'APE de rang 2 ne présente que peu d'intérêt pour les femmes seules, dans la mesure où le RMI auquel elles ont droit si elles se retirent du marché du travail est d'un montant plus élevé que l'APE, même en prenant en compte les allocations familiales. Dans le cadre du modèle, la suppression de l'APE de rang 2 n'aurait donc que des effets très minimes – et des simulations le confirment – sur l'emploi des femmes seules. En revanche, une telle suppression aurait des effets très importants pour les femmes en couple : sur les 269 000 femmes concernées, 45 000 reviendraient sur le marché du travail. 35 000 de ces femmes seraient assez productives pour trouver un emploi rémunéré au-dessus du Smic.

Le champ de cette étude est plus restreint que celui des travaux d'Afsa et de Piketty ; par ailleurs, on se place dans une perspective de long terme, contrairement à eux. Néanmoins, même en utilisant des outils d'analyse très différents des leurs, les simulations confirment leurs résultats : l'APE semble avoir eu des effets spectaculaires sur la participation des femmes éligibles.

Graphique V
Une représentation de la suppression des allègements de charges



La suppression des allègements de charges sur les bas salaires augmenterait nettement le non-emploi

Depuis 1993 mais surtout depuis 1996, les cotisations sociales patronales sont réduites pour l'emploi de personnes touchant un salaire bas. En 1997, année de l'enquête Emploi qui est la source utilisée, les cotisations sociales patronales étaient ainsi allégées de 18,2 points au niveau du Smic, cet allègement décroissant ensuite linéairement pour s'annuler à 1,33 Smic. Une façon d'évaluer l'effet de ces allègements sur l'emploi à long terme est de simuler le modèle après les avoir supprimés. La présentation schématique des différents

effets de cette suppression (cf. graphique V) fait abstraction des variations induites des revenus du conjoint et des transferts et prélèvements, à l'exception des cotisations sociales, qui font que le salaire net est inférieur au coût du travail. La ligne brisée supérieure représente le salaire net dans la situation prévalant en 1997 : à coût du travail donné (inférieur à 1,33 Smic), les allègements rendent le salaire plus élevé que sur la ligne inférieure, qui correspond à la situation sans allègement.

Par ailleurs, la suppression des allègements augmenterait le coût du travail au niveau du Smic. Dans ces conditions, le non-emploi volontaire augmenterait de manière non-ambiguë (zones marquées « - C + V » et « + V » dans le graphique V) : la suppression des allègements correspond à un accroissement des prélèvements sur le travail. Le non-emploi classique augmente dans la zone marquée « + C », où des personnes qui souhaitent travailler ont une productivité comprise entre l'ancien et le nouveau coût du Smic. En revanche, il baisse dans la zone « - C + V », où les personnes concernées basculent du non-emploi classique vers le non-emploi volontaire. La suppression des allègements a un effet total sur l'emploi négatif, qui correspond à la somme des zones « + V » et « + C », dont il faut soustraire la baisse de l'autre non-emploi qu'implique mécaniquement toute réduction de l'emploi.

Ce schéma néglige les variations de salaires nets des conjoints et leurs effets induits sur les transferts et la distribution des salaires de réserve. Il ne renseigne pas sur l'importance des effets, qui dépend de la distribution des personnes de l'échantillon sur le plan du graphique V. La simulation prend en compte l'ensemble de ces phénomènes et les quantifie (10). La zone de loin la plus importante est la zone « + C » (cf. tableau 9), soit l'augmentation du non-emploi classique due à l'augmentation du coût du Smic. L'effet sur le non-emploi volontaire (union des

zones « + V » et « - C + V ») n'est cependant pas négligeable pour les femmes, dont les décisions de participation sont le plus sensibles aux incitations financières. Enfin, la baisse de l'autre non-emploi est du même ordre de grandeur que l'augmentation du non-emploi volontaire. Pour les femmes en couple, l'augmentation induite du coût du Smic détruit 180 000 emplois, et 200 000 emplois sont détruits tous comptes faits. Si on ajoute les trois autres sous-populations, la suppression des allègements détruirait 490 000 emplois. Cette estimation est nettement supérieure à celles le plus souvent avancées, selon lesquelles les allègements de charges créeraient 250 000 emplois à long terme.

Le coût de ces mesures d'allègements de charges a également fait l'objet de débats. Le modèle utilisé ici permet de calculer très facilement leur impact sur les recettes de la Sécurité sociale (11). Sur l'échantillon retenu (12), le coût budgétaire annuel (calculé sans prendre en compte les créations d'emplois) des allègements est évalué à 13 milliards de francs. En revanche, le coût *ex post* est très nettement négatif : les créations d'emplois induites sont tellement élevées que les allègements de charges sur les bas salaires, une fois tous les ajustements effectués, rapporteraient 16 milliards de francs de cotisations sociales (13).

Le modèle permet de simuler l'effet de la suppression des allègements sur la distribution des revenus. Pour ce faire, on a reconstitué des ménages à partir des individus des quatre sous-populations. Les hommes seuls et les femmes seules, avec leurs

10. Rappelons que le calcul est effectué à statut d'emploi et coût du travail du conjoint fixés.

11. Soit la somme des cotisations sociales, de la CSG et de la CRDS.

12. Qui, rappelons-le, ne couvre que 9 600 000 personnes de 25 à 49 ans, et aucun employé à temps partiel.

13. L'effet sur les comptes publics est encore plus favorable, du fait de la baisse induite des transferts sous conditions de ressources et notamment du RMI.

Tableau 9
Effets de la suppression des allègements sur les bas salaires

En pourcentage de la population concernée et milliers

Variables	Hommes en couple		Femmes en couple		Hommes seuls		Femmes seules	
	En %	En milliers	En %	En milliers	En %	En milliers	En %	En milliers
Non-emploi volontaire	0,1	0	1,4	50	1,0	10	0,2	0
Non-emploi classique	4,5	190	5,1	180	5,3	50	6,1	60
Autre non-emploi	-0,2	-10	-0,9	-30	-1,6	-10	-0,5	0
Emploi	-4,4	-180	-5,6	-200	-4,8	-50	-5,9	-60

Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

enfants (14), constituent autant de ménages. En ce qui concerne les hommes et les femmes en couple, certains ont un conjoint qui n'appartient pas à l'échantillon (par exemple, parce qu'il est fonctionnaire ou n'appartient pas à la tranche d'âge des 25 à 49 ans) ; là encore, ces observations engendrent autant de ménages. Dans de nombreux autres cas, les hommes et les femmes qui appartiennent au même couple ont pu être appariés. Ceci pose un problème délicat : comment modéliser la décision de participation des deux membres d'un couple ? On a supposé que la femme prenait sa décision de participation après l'homme. Dans chaque ménage, le revenu par unité de consommation (15) a été évalué avant et après la suppression des allègements.

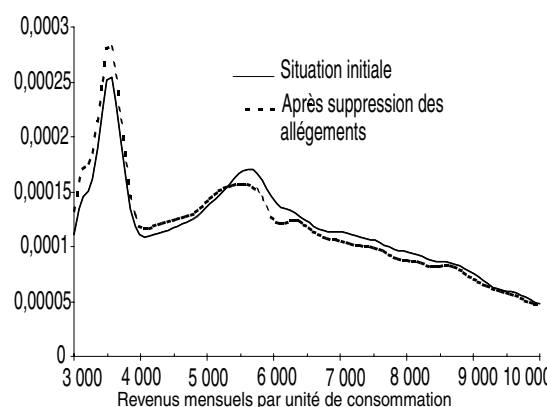
Ces calculs permettent de construire le graphique VI, où chaque courbe représente la densité de la distribution des revenus par unité de consommation, tronquée à 10 000 francs par mois et estimée de manière non paramétrique. En termes moins techniques, le niveau de la courbe à un niveau de revenu donné est d'autant plus élevé qu'il y a plus de ménages dans la population dont le revenu par unité de consommation est proche de ce niveau. La courbe en pointillés représente la situation prévalant à la date de l'enquête. Le premier pic de la courbe, un peu en dessous de 4 000 francs par mois, correspond aux RMistes. Leur nombre est artificiellement gonflé dans les simulations par le fait que ne disposant pas de chiffres fiables sur les allocations de chômage, on alloue

le RMI à des ménages qui peuvent, en fait, vivre d'allocations de chômage d'un montant plus élevé (16). La courbe possède un deuxième mode un peu avant 6 000 francs ; ce mode peut représenter des Smicards vivant seuls, mais aussi des couples où seul l'un des membres travaille (auquel cas, il peut être rémunéré nettement au-dessus du Smic), ou encore des couples de Smicards qui ont des enfants et bénéficient donc de prestations familiales.

La suppression des allègements de charges sur les bas salaires a pour effet de réduire le nombre de ménages dont le revenu par unité de consommation est supérieur à environ 5 500 francs par mois. Elle augmente, au contraire, le nombre de ménages dont le revenu par unité de consommation est inférieur à 5 500 francs par mois. Les personnes rémunérées à un niveau proche du Smic perdent leur emploi ; quand il n'y avait pas d'autre revenu salarial dans le ménage, celui-ci ne peut plus recourir qu'au RMI, ce qui se traduit par un mouvement vers le

14. Dans tout l'article, le travail des enfants a été négligé.
 15. Le premier adulte d'un ménage compte pour une unité de consommation, le second (s'il existe) pour 0,5, les enfants de moins de 6 ans pour 0,3 et les enfants entre 6 et 18 ans pour 0,37. Diviser le revenu du ménage par son nombre d'unités de consommation permet de prendre en compte, de manière évidemment imparfaite, les différences de coût de la vie liées à la composition familiale. Ainsi, un couple sans enfant (respectivement un couple avec deux jeunes enfants) ne peut atteindre le même niveau de vie qu'un célibataire qu'avec des revenus 1,5 fois (respectivement 2,1 fois) plus élevés.
 16. Ce point et ses conséquences sur les résultats obtenus sont discutés plus en détail dans Laroque et Salanié (1999).

Graphique VI
Impact de la suppression des allègements de charges sur la distribution des revenus



Sources : enquête Emploi mars 1997, Insee et calculs des auteurs.

Graphique VII
Une représentation de l'augmentation du Smic

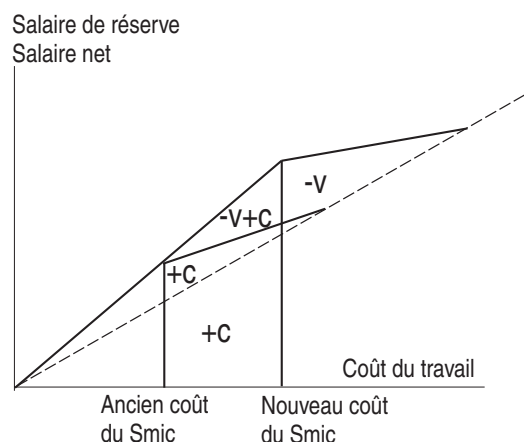


Tableau 10
Effets d'une augmentation de 10 % du Smic

En pourcentage de la population concernée et milliers

Variables	Hommes en couple		Femmes en couple		Hommes seuls		Femmes seules	
	En %	En milliers	En %	En milliers	En %	En milliers	En %	En milliers
Non-emploi volontaire	0	0	- 0,4	- 10	- 0,2	0	- 0,2	0
Non-emploi classique	2,9	120	4,1	140	3,9	40	4,2	40
Autre non-emploi	- 0,1	- 10	- 0,5	- 20	- 0,9	- 10	- 0,3	0
Emploi	- 2,7	- 110	- 3,2	- 110	- 2,8	- 30	- 3,7	- 40

Sources : enquête *Emploi mars 1997*, Insee et calculs des auteurs.

haut au niveau du premier mode de la distribution des revenus, au détriment des revenus supérieurs.

L'augmentation du Smic détruirait de nombreux emplois

Le Smic ne peut avoir, dans le modèle, que des effets négatifs sur l'emploi en empêchant des personnes peu productives mais qui souhaitent travailler de prendre un emploi peu rémunéré. Il est intéressant d'évaluer l'importance de ces effets, en simulant l'effet d'une augmentation de 10 % du Smic. On supposera que les allègements de charges sur les bas salaires restent indexés sur le Smic.

Le graphique VII est l'analogue du graphique V pour cette nouvelle simulation. L'augmentation du Smic accroît le non-emploi classique dans les zones marquées « + C », qui représentent des personnes souhaitant travailler mais dont la productivité ne leur permet pas d'obtenir une rémunération supérieure au nouveau coût du Smic. L'augmentation du Smic rend également le système d'allègements de charges sur les bas salaires plus généreux, ce qui, dans le modèle, réduit le non-emploi volontaire puisqu'à rémunération brute donnée, certaines personnes auront une rémunération nette plus élevée. Certains de ces individus (ceux qui se trouvent dans la zone marquée « - V + C ») ne sont pas assez productifs pour être rémunérés au-dessus du nouveau coût du Smic. Ils ne peuvent donc que basculer du non-emploi volontaire vers le non-emploi classique. D'autres (dans la zone « - V »), plus productifs, basculent vers l'emploi ou, pour une fraction d'entre eux, vers l'autre non-emploi.

Les résultats quantitatifs font apparaître des destructions d'emplois très nombreuses (cf. tableau 10). Pour les femmes en couple, une augmentation du Smic de 10 % détruirait à terme 110 000 emplois. En rajoutant les trois autres sous-populations, ce sont 290 000 emplois qui seraient détruits. Dans le cadre du modèle utilisé, ces pertes d'emplois s'accompagneraient naturellement d'une nette diminution de la production et d'une dégradation des comptes publics, à travers des rentrées de cotisations sociales plus faibles et des transferts plus importants. Cette estimation est nettement plus élevée que celles qu'on peut trouver habituellement dans la littérature économique (Dolado, Kramarz, Machin, Manning, Margolis et Teulings, 1996 ; Bazen et Martin, 1991). Elle est également supérieure au haut de la fourchette retenue par le CSERC (1999) qui estime qu'une hausse de 1 % du Smic détruirait entre 4 000 et 20 000 emplois.

Les effets d'une telle augmentation du Smic sur la distribution des revenus sont trop faibles pour pouvoir être visualisés commodément. Ils sont néanmoins faciles à analyser. La principale conséquence de l'augmentation du Smic est de faire perdre leur emploi à des personnes dont la productivité est intermédiaire entre l'ancien et le nouveau coût du Smic, et qui étaient donc parmi les moins bien payées. Ces personnes ne perçoivent plus de revenus salariaux ; celles d'entre elles qui vivent seules ou dont le conjoint est sans emploi doivent se contenter de revenus de transferts, et notamment du RMI. L'augmentation du Smic accroît donc la proportion de ménages vivant de revenus très faibles, au niveau du RMI. □

Les auteurs remercient John Abowd, Richard Blundell, François Bourguignon, Denis Fougère, Joel Horowitz, Francis Kramarz, Ekaterini Kyriazidou, Anne Laferrère, Thierry Magnac, Thomas MaCurdy, John Pencavel, Thomas Piketty, Jean-Marc Robin, Frank Wolak, l'éditeur et trois rapporteurs pour leurs commentaires. Les erreurs et imperfections de cet article ne sont imputables qu'à ses auteurs.

BIBLIOGRAPHIE

- Afsa C. (1999)**, « L'allocation parentale d'éducation : entre politique familiale et politique pour l'emploi », *Données sociales 1999*, Insee.
- Bazen S. et Martin J. (1991)**, « The Impact of Minimum Wages on the Earnings and Employment of Young People and Adults », *OECD Economic Studies*, vol. 16, pp. 199-220.
- Blundell R. et MaCurdy T. (2000)**, « Labor Supply : A Review of Alternative Approaches », *Handbook of Labor Economics*, édité par O. Ashenfelter and D. Card. North Holland, à paraître.
- Card D. (1998)**, « The Causal Effect of Education on Earnings », University of California-Berkeley.
- Colin C. (1999)**, « Égalité entre femmes et hommes (annexe B) », Conseil d'analyse économique.
- CSERC (1999)**, *Le Smic : salaire minimum de croissance*, La Documentation française.
- Dickens R., Machin S. et Manning A. (1998)**, « Estimating the Effect of Minimum Wages on Employment from the Distribution of Wages : A Critical View », *Labour Economics*, vol. 5, pp. 109-134.
- Dolado J., Kramarz F., Machin S., Manning A., Margolis D. et Teulings C. (1996)**, « The Economic Impact of Minimum Wages in Europe », *Economic Policy*, vol. 23, pp. 317-372.
- Goux D. et Maurin E. (1994)**, « Éducation, expérience et salaire : tendances récentes et évolution de long terme », *Économie et Prévision*, n° 116, pp. 155-178.
- Laroque G. et Salanié B. (1999)**, « Prélèvements et transferts sociaux : une analyse descriptive des incitations financières au travail », *Économie et Statistique*, n° 328, pp. 3-20.
- Meyer R. et Wise D. (1983a)**, « Discontinuous Distributions and Missing Persons : The Minimum Wage and Unemployed Youth », *Econometrica*, vol. 51, pp. 1677-1698.
- Meyer R. et Wise D. (1983b)**, « The Effect of the Minimum Wage on the Employment and Earnings of Youth », *Journal of Labor Economics*, vol. 1, pp. 66-100.
- Piketty T. (1998)**, « L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français », *Économie et Prévision*, n° 132-133, pp. 1-35.
- van Soest A. (1989)**, « Minimum Wage Rates and Unemployment in the Netherlands », *De Economist*, vol. 137, pp. 279-308.
-