

## L'INCIDENCE DU SALAIRE MINIMUM SUR LES GAINS ET L'EMPLOI EN FRANCE

**Stephen Bazen et John P. Martin**

### TABLE DES MATIÈRES

Introduction . . . . .	226
I. Principales caractéristiques du SMIC . . . . .	227
II. Observation des effets du SMIC . . . . .	231
III. Une approche différente. . . . .	233
A. Le cadre conceptuel . . . . .	233
B. Équations des salaires réels pour les jeunes et les adultes. . . . .	234
C. Équations de la demande de travail pour les jeunes et les adultes.. . . .	238
IV. Conclusions.. . . .	242
Appendice: Statistiques . . . . .	246
Bibliographie. . . . .	247

---

Stephen Bazen est Professeur de Sciences économiques à l'université de Kent, à Canterbury, et John P. Martin est Chef de la Division des études de croissance, au Département des affaires économiques et statistiques de l'OCDE. Les auteurs remercient pour leurs utiles commentaires Charles Brown, Alan Carruth, Jean-Claude Chouraqui, David Coe, Richard Disney, Robert Flanagan, Howard Gospel, Dan Hamermesh, Andrew Henley, Peter Jarrett, Ian Lienert, David Marsden, Pierre Poret, Jeffrey Shafer et Peter Sturm. Les opinions exprimées ici sont celles des auteurs et ne reflètent pas nécessairement le point de vue de l'OCDE. Nous remercions en particulier Lyn Louichaoui pour son assistance technique.

---

## INTRODUCTION

Qu'il soit fixé par la législation ou par des accords ou conventions collectifs, le salaire minimum est un élément important du marché du travail dans beaucoup de pays de l'OCDE. On justifie généralement son existence par certains objectifs de répartition du revenu, notamment l'amélioration de la situation des travailleurs faiblement rémunérés. Pour établir dans quelle mesure il atteint effectivement ces objectifs ou si d'autres moyens d'action pourraient être plus efficaces, il est essentiel de quantifier l'incidence du salaire minimum sur les rémunérations et l'emploi. Si l'on veut qu'il fasse effectivement reculer la pauvreté, il faut fixer le salaire minimum au-dessus du salaire d'équilibre. Mais, dans ces conditions, il risque de susciter des pertes d'emplois. Ce dernier effet peut être particulièrement important sur les marchés du travail des jeunes car ceux-ci sont généralement sur-représentés parmi les bas salaires.

Aux États-Unis, de nombreuses études ont contribué à mettre en évidence un effet négatif, quoique limité, des relèvements du salaire minimum fédéral sur l'emploi des jeunes. Passant en revue ces travaux, Brown, Gilroy et Kohen (1982, p. 524) observaient un consensus autour de l'idée qu'« une majoration de 10 pour cent du salaire minimum réduit l'emploi des adolescents de 1 à 3 pour cent » – conclusion que confirmait Brown (1988) dans un récent tour d'horizon. Les analyses, beaucoup moins nombreuses, consacrées au cas du Canada aboutissent à des résultats analogues.

Il existe aussi un salaire minimum obligatoire au niveau national dans plusieurs pays d'Europe comme la France, le Luxembourg, les Pays-Bas, le Portugal et l'Espagne. Mais, à part quelques études françaises, on en n'a guère analysé l'incidence sur le marché du travail. Par comparaison avec son équivalent fédéral aux États-Unis, la valeur du salaire minimum en France – le « salaire minimum interprofessionnel de croissance » (SMIC) – est plus élevée en proportion des gains moyens et, contrairement à ce que l'on observe aux États-Unis, sa valeur relative a eu tendance à augmenter au cours des deux dernières décennies. Par conséquent, on peut s'attendre à ce que l'effet sur l'emploi des jeunes soit plus prononcé qu'aux États-Unis. Pourtant, reprenant le type de modèle utilisé dans la plupart des études américaines, Martin (1983, p. 70) concluait qu'« une hausse du SMIC

n'a pratiquement pas d'effet perceptible sur le marché du travail des jeunes Français)), bien que d'autres auteurs aboutissent à la conclusion inverse – pour plus de détails, voir la section II.

L'objet du présent article est de réexaminer les observations empiriques concernant l'incidence du SMIC sur le marché du travail des jeunes en France. Après avoir donné quelques informations générales sur le SMIC, nous montrerons que le modèle classique utilisé par les chercheurs pour estimer les effets des salaires minimums sur l'emploi est inadéquat. Nous proposerons donc un autre modèle de la relation entre le salaire minimum et l'emploi, à la fois plus souple et plus solidement fondé sur la théorie de la demande de travail, et qui sera estimé empiriquement. Pour l'essentiel, il nous paraît que l'effet du salaire minimum sur l'emploi doit se calculer en trois étapes. Premièrement, il faut estimer les équations d'ajustement des salaires en déséquilibre en faisant figurer le salaire minimum parmi les variables explicatives. Deuxièmement, il faut estimer les équations de demande de travail avec pour variables explicatives un vecteur de salaires appropriés (dont le salaire minimum). Enfin, on calcule l'incidence d'une variation du salaire minimum sur le vecteur d'emploi en utilisant les résultats obtenus dans les deux premières étapes.

## I. PRINCIPALES CARACTÉRISTIQUES DU SMIC

Bien que, en France, l'intervention de l'État dans le processus de détermination des salaires soit une tradition ancienne, c'est en 1950 que le salaire minimum légalement contraignant a été inscrit pour la première fois dans la loi. Dans la législation de 1950, le «salaire minimum interprofessionnel garanti» (SMIG) était fixé par les pouvoirs publics et s'appliquait à toutes les professions. Si la valeur réelle du SMIG a progressé durant les années 50 et 60, elle n'a pas pu suivre le rythme de croissance des gains réels moyens. Pour cette raison, et pour d'autres, le SMIG a été remplacé en 1970 par le SMIC, afin que les travailleurs concernés profitent comme il convient des fruits de la croissance. Le SMIC se définit comme le salaire brut minimum qu'un employeur doit verser à tout travailleur âgé de 18 ans ou plus; il existe des exceptions pour les apprentis, certains types de stagiaires et les travailleurs handicapés. La couverture du SMIC est donc presque universelle. Les travailleurs âgés de 16 ans ou moins perçoivent 80 pour cent du SMIC; ceux qui ont 17 ans reçoivent 90 pour cent. Le SMIC est fixé sur une base horaire – 31.28 francs de l'heure en juillet 1990 – mais s'applique à un mois de travail standard (actuellement 169 heures).

Le tableau 1 indique la proportion de travailleurs français payés au SMIC ou au-dessous depuis 1972. Cette proportion varie d'une année à l'autre mais, en 1989, 8 pour cent des effectifs des établissements de l'industrie, du commerce et

Tableau 1. Proportion de salariés couverts par le SMIC dans les établissements de l'industrie, du commerce et des services employant plus de dix personnes, 1972-89'

	Hommes	Femmes	Total
1972	1.8	4.6	2.7
1976	3.6	8.4	5.1
1979	3.0	6.2	4.0
1981	5.1	13.9	8.0
1983 <sup>2</sup>	4.6	10.4	6.6
1985	6.2	16.2	9.7
1987	5.1	12.6	7.8
1989	5.2	13.9	8.2

1. Les données se rapportent au mois de juillet de chaque année. Elles couvrent tous les travailleurs dont le salaire horaire est inférieur au nouveau taux horaire du SMIC applicable au 1<sup>er</sup> juillet de chaque année.

2. Nouvelle série à partir de 1983.

Source: Service des études et de la statistique, Ministère du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle.

des services employant au moins dix salariés étaient payés au SMIC, contre une moyenne de **4.3** pour cent pendant la période **1972-80**. On notera toutefois que le taux de couverture a diminué d'un point et demi entre **1985** et **1989**. Ces données n'englobent pas les «smicards» des petits établissements employant moins de dix personnes ou des secteurs non couverts par l'enquête, à savoir l'agriculture, les charbonnages, l'électricité, le gaz et l'eau, les transports publics et les services domestiques. Ces dernières années, des données ont été collectées sur la proportion de travailleurs payés au SMIC dans les petits établissements de l'industrie, du commerce et des services employant moins de dix salariés : en **1989**, cette proportion était de **17** pour cent. Au total, **10.5** pour cent des effectifs de tous les établissements couverts par l'enquête étaient payés au SMIC ou au-dessous en **1989**<sup>1</sup>.

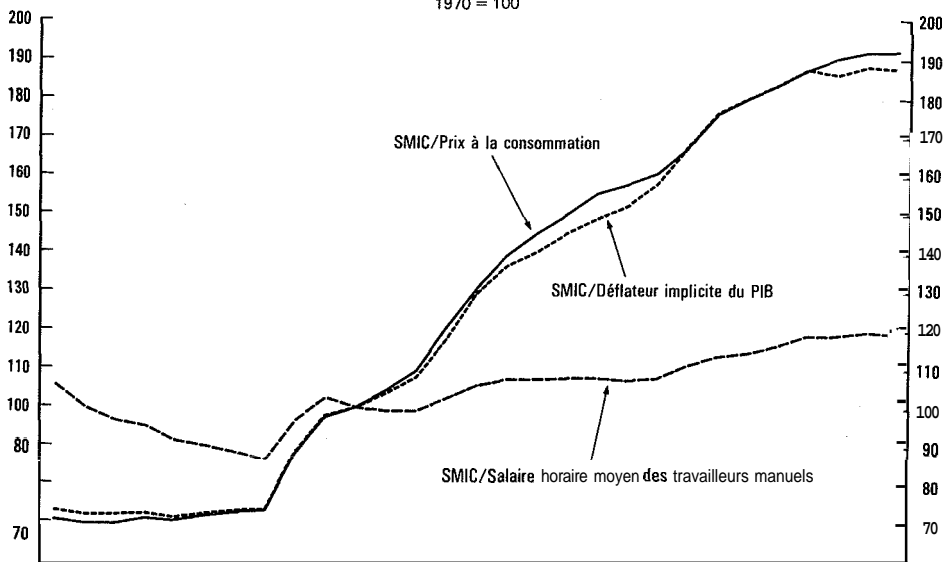
Lorsque l'on ajoute au résultat de l'enquête auprès des établissements une estimation approximative du nombre de smicards dans les secteurs non couverts par cette enquête, il apparaît qu'environ **2** millions de personnes – soit **12** pour cent des salariés – étaient payés au SMIC ou au-dessous en **1987**<sup>2</sup>. En revanche, environ **5** pour cent seulement de tous les salariés américains percevaient le salaire minimum fédéral (**3.35** dollars de l'heure) ou moins en **1988** alors qu'ils étaient à peu près **9** pour cent en **1981**<sup>3</sup>.

La plupart des personnes percevant le salaire minimum, en France comme aux États-Unis, sont des jeunes. Bien qu'il ne soit pas possible d'obtenir des données de couverture détaillées par groupes d'âges tels que **15-19** ans et **20-24** ans,

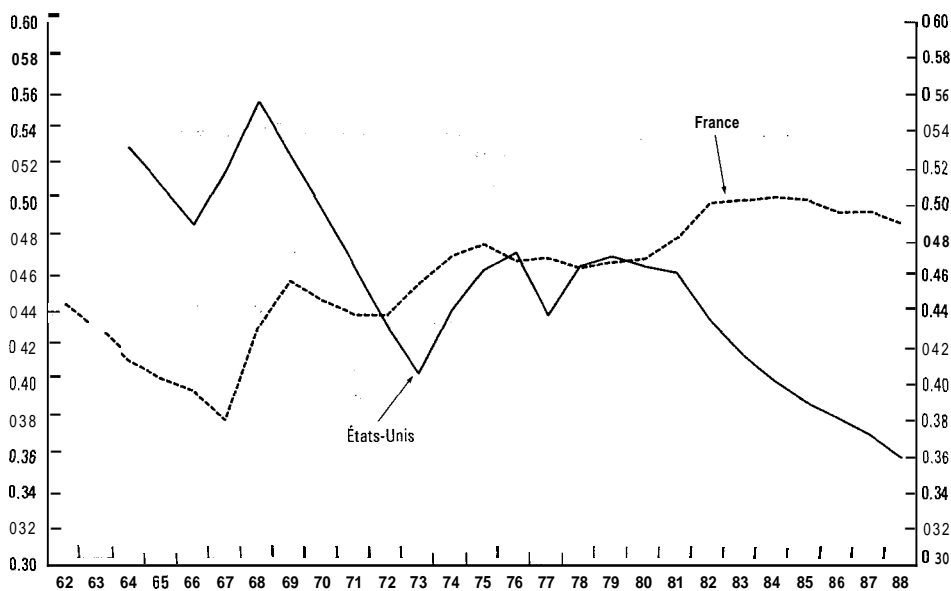
l'enquête annuelle effectuée auprès des établissements par le Ministère français du travail fournit depuis deux ans des données sur la proportion de smicards selon trois grands groupes d'âges – moins de 26 ans, 26-49 ans et 50 ans et plus. Ces données montrent qu'en 1989, 40 pour cent de tous les travailleurs payés au SMIC étaient âgés de moins de 26 ans (Ministère du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle, 1990). La proportion est nettement supérieure aux États-Unis : en 1988, 36 pour cent de tous les travailleurs payés à l'heure et gagnant le salaire minimum ou moins étaient des adolescents et 22 pour cent étaient âgés de 20 à 24 ans (Haugen et Mellor, 1990).

En dehors de sa couverture légale et effective plus étendue au sein de la population active, la législation française en matière de salaire minimum se distingue surtout de celle des États-Unis par la méthode de revalorisation et d'indexation. Il existe essentiellement trois mécanismes de majoration du SMIC. Premièrement, celui-ci est augmenté chaque année, généralement en juillet, lorsque les pouvoirs publics, compte tenu de la situation économique générale et des avis de la commission consultative réunissant employeurs et salariés (la Commission supérieure des conventions collectives), fixent le nouveau taux horaire. Deuxièmement, une hausse du SMIC est automatiquement « déclenchée » par un accroissement de

GRAPHIQUE 1  
**VALEUR RÉELLE ET VALEUR RELATIVE QU SMIC,**  
**1960-88**  
 1970 = 100



deux points de l'indice des prix à la consommation par rapport à son niveau au moment de la dernière hausse du SMIC. Cet ajustement doit absorber la totalité de la hausse des prix. Enfin, en dehors de ces augmentations statutaires, le gouvernement peut revaloriser le SMIC de façon discrétionnaire : le relèvement de 10 pour cent qui a suivi l'élection du Président Mitterrand en mai 1981 a eu un effet marqué sur la proportion de la main-d'œuvre payée au SMIC. Ces trois mécanismes assurent qu'à aucun moment de l'année le pouvoir d'achat du SMIC ne diminue de plus de 2 pour cent et que le SMIC est régulièrement réévalué, de sorte que sa valeur réelle augmente quand les gains moyens réels s'accroissent. Comme le montre le graphique 1, le SMIC a progressé en valeur réelle et en valeur relative durant les années 70 et au début des années 80. Entre 1970 et 1988, la valeur réelle du SMIC a presque doublé, que l'on prenne pour déflateur l'indice des prix à la consommation ou l'indice implicite des prix du PIB.



1. Les données pour la France se réfèrent au salaire annuel moyen à plein temps des travailleurs salariés de l'industrie, du commerce et des services, dans le secteur privé et semi-public. Le salaire moyen et le SMIC sont nets, c'est-à-dire déduction faite des cotisations pour la sécurité sociale, le chômage et l'assurance vieillesse. Ces données comprennent les autres rémunérations imposables (y compris celles payées moins souvent que chaque mois). Aux États-Unis, le salaire minimum est le taux minimal fédéral pour les travailleurs non-agricoles. Les données de salaire moyen se réfèrent au gain horaire moyen des travailleurs de production, ou aux feuilles de paie des salariés, du secteur privé non-agricole, n'appartenant pas à la direction.

Sources : INSEE, *Déclarations annuelles de données sociales*; U.S. Department of Labor, Employment Standards Administration, *Minimum Wage and Maximum Hours Standards Under the Fair Labor Standards Acts, Employment and Earnings*.

Le SMIC a aussi augmenté par rapport aux gains moyens. Le graphique 2 montre qu'il est passé d'un peu moins de 40 pour cent des gains annuels moyens nets à la fin des années 60 à 51 pour cent en 1985. Depuis, il s'est stabilisé aux environs de 50 pour cent de la moyenne. Le contraste avec la situation aux États-Unis est saisissant. Par rapport aux gains horaires moyens, la valeur du salaire minimum fédéral est tombée de plus de 50 pour cent à la fin des années 60 à 36 pour cent en 1988. La baisse n'a pas été continue, car le Congrès relevait périodiquement la valeur nominale du salaire minimum. La seule hausse durant les années 80 est intervenue en 1981 ; depuis, le salaire minimum réel a été progressivement érodé par l'inflation. Toutefois, il vient d'être décidé de porter le minimum fédéral à 4.25 dollars de l'heure en 1991, avec un «(sous-salaire minimum» pour les travailleurs adolescents. Même lorsque cette décision aura été pleinement appliquée, elle ne permettra pas de ramener le rapport du salaire minimum à la moyenne horaire à son niveau de 1981.

## II. OBSERVATION DES EFFETS DU SMIC

Étant donné la valeur relative élevée du SMIC dans les années 80, son mode de revalorisation automatique et la proportion plus importante de jeunes concernés par rapport aux États-Unis, on pourrait s'attendre à un impact plus marqué sur le marché du travail des jeunes en France. Tel ne semble cependant pas être le cas. Cinq études ont été effectuées sur la situation en France, et les observations dont on dispose n'étaient guère l'hypothèse d'une corrélation significative entre le SMIC et l'emploi et le chômage des jeunes.

Fourçans (1980) a été le premier à examiner l'incidence du SMIC sur les taux de chômage par âge et par sexe en France. S'appuyant sur des données trimestrielles, il affirmait avoir trouvé une large relation positive entre la valeur réelle du SMIC et les taux de chômage des jeunes et des adultes. Cependant, ses résultats ne sont guère plausibles : pris à la lettre, ils impliquent que les hausses de la valeur réelle du SMIC expliqueraient l'accroissement du taux de chômage pour plus de 80 pour cent dans le cas des jeunes gens et pour les deux tiers dans celui des hommes d'âge adulte durant la période 1973-77! De plus, l'utilisation du taux de chômage en tant que variable dépendante ne permet pas de distinguer entre les différents effets que le SMIC peut avoir sur les taux d'emploi et d'activité.

Dans les études concernant les États-Unis, l'effet du salaire minimum sur l'emploi et le chômage des jeunes a généralement été analysé à partir d'une équation popularisée par Mincer (1976)<sup>4</sup>. Cette équation est de la forme :

$$N_Y/P_Y = \alpha_0 + \alpha_1 mw + \alpha_2 u_A + \alpha_3 X + v \quad [1]$$

où  $N_Y$  représente l'emploi des jeunes,  $P_Y$  la population jeune,  $m_w$  la valeur du salaire minimum par rapport au salaire moyen des adultes,  $u_a$  le taux de chômage des hommes adultes, et  $X$  une série d'autres variables « de contrôle », dont des tendances temporelles<sup>5</sup>. Quelquefois, la variable dépendante retenue est le rapport de l'emploi des jeunes à celui des adultes (pour plus de détails, voir Brown, Gilroy et Kohen, **1982**).

Pour l'examen du cas de la France, quatre études ont adopté une approche calquée sur celle de Mincer. S'appuyant sur des données annuelles pour la période **1963-79**, Rosa (**1981**) a estimé six équations de ce type concernant l'emploi des jeunes (**15-24 ans**). Dans trois de ces équations, le rapport du SMIC aux salaires moyens des adultes paraissait avoir un effet négatif sensible. Cependant, les erreurs présentaient une corrélation temporelle dans chacune de ces équations et par conséquent les écarts-types des coefficients estimés étaient affectées d'un biais systématique vers le bas. Aussi, sa conclusion suivant laquelle « le SMIC réduit de façon significative l'emploi ... des jeunes » (p. **374**) n'est peut-être pas justifiée. Dans ses trois autres équations, l'incidence du SMIC n'était pas statistiquement significative. Depuis, Rosa a procédé à une nouvelle estimation de ses équations à partir de données annuelles allant jusqu'à **1984**, avec une correction par la méthode de Cochrane-Orcutt d'ordre deux, et affirme avoir obtenu des coefficients estimés sans biais (Rosa, **1985**). Sur la base de ces résultats, il soutient qu'une augmentation de **10** pour cent du SMIC par rapport au salaire horaire moyen fera baisser le taux d'emploi des jeunes dans une proportion comprise entre **2** et **4.6** pour cent.

A partir de données annuelles concernant la période **1962-81**, Martin (**1983**) a observé que, dans certaines équations, la valeur réelle du SMIC – le déflateur étant l'indice implicite du prix du PIB – avait un effet négatif statistiquement significatif sur le rapport entre l'emploi et la population des jeunes. La présence d'une corrélation temporelle des résidus, là aussi, s'est révélée être un sérieux problème. L'inclusion de tendances temporelles linéaires et quadratiques a atténué le problème mais, du coup, le coefficient du salaire minimum devenait statistiquement non significatif (et changeait même de signe dans certaines équations)<sup>6</sup>. S'efforçant d'analyser l'effet de la valeur relative du SMIC sur le rapport de l'emploi des jeunes à celui des adultes, Martin n'est pas parvenu à trouver ne serait-ce qu'un coefficient statistiquement significatif sur la variable du salaire minimum.

Dans l'étude la plus récente, Benhayoun (**1990**) a appliqué une approche du type Mincer à des séries annuelles portant sur la période **1968-88**. Cette étude innove notamment en ce sens qu'elle teste un large éventail de mesures différentes du salaire minimum. Dans les régressions où la variable dépendante est le rapport emploi/population, la variable SMIC apparaît toujours significative avec un coefficient situé entre **-0.2** et **-0.6** pour les jeunes gens, mais elle est rarement significative pour les jeunes filles. Comme c'est le cas dans certaines des autres études, les estimations de Benhayoun sont affectées d'une auto-corrélation positive des résidus. L'auteur constate que l'introduction d'une variable binaire permettant de



corriger les années marquées par une hausse « anormale » du SMIC contribue largement à la corriger. Cette variable binaire est difficile à interpréter : soit, comme l'affirme l'auteur, elle rend compte de la nature politique de certaines fortes revalorisations du salaire minimum, soit elle révèle une forme d'effet non linéaire liée aux augmentations importantes du SMIC. Ceci étant, on ne comprend toujours pas très bien pourquoi l'adjonction de cette variable auxiliaire ferait disparaître la corrélation temporelle.

On peut difficilement conclure des cinq études qui précèdent que les hausses du SMIC ont sensiblement réduit l'emploi des jeunes Français. Tel a peut-être été le cas, mais les méthodes économétriques utilisées jusqu'ici n'ont pas permis de déceler des effets solides et statistiquement significatifs. Dans les deux sections qui suivent, nous proposons une autre méthode dont nous tirons des estimations fondées sur des séries annuelles. Les résultats portent à conclure que les augmentations du SMIC en valeur réelle ont effectivement fait progresser les gains moyens des jeunes travailleurs, mais qu'il est extrêmement difficile de mettre en évidence des effets négatifs robustes sur l'emploi des jeunes.

### III. UNE APPROCHE DIFFÉRENTE

#### A. Le cadre conceptuel

Les équations du type Mincer sont criticables sur plusieurs points. En particulier, l'équation [1] ne se rattache à la théorie de la demande de facteurs que moyennant certaines hypothèses très restrictives<sup>7</sup>. Même alors, l'utilisation du rapport emploi/population en tant que variable dépendante mélange les facteurs de l'offre et ceux de la demande puisqu'il est le produit du taux d'activité et de la proportion de la population active effectivement pourvue d'un emploi.

Une autre difficulté apparaît si le salaire minimum intervient dans l'équation en tant que proportion des gains moyens, sauf s'il constitue une mesure adéquate des salaires des jeunes et que les gains moyens sont indépendants du salaire minimum. Alors que Marsden (1985) soutient que les hausses du SMIC sont un déterminant important des variations de salaires des jeunes, Begué (1978) estime que ces hausses ont aussi un effet de « contagion » sur les salaires des travailleurs gagnant plus que le SMIC. Cela signifie que les variations du salaire minimum peuvent modifier à la fois le numérateur et le dénominateur de la variable de salaires relatifs utilisée pour déterminer son influence, masquant ainsi d'autres vecteurs possibles d'influence sur l'emploi (par exemple, une substitution de capital au travail du fait que la main-d'œuvre, tant jeune qu'adulte, devient plus chère).

Si nous supposons, pour les besoins de notre présentation, qu'il n'y a que deux types de main-d'œuvre utilisés pour la production – les jeunes et les adultes – et que la demande de main-d'œuvre jeune dépend des salaires réels des jeunes et des adultes, l'élasticité de l'emploi des jeunes par rapport au salaire minimum sera donnée en général par :

$$\varepsilon_{Ym} = \theta_{Ym} \cdot \varepsilon_{YY} + \theta_{Am} \cdot \varepsilon_{YA} \quad [2]$$

où  $\varepsilon_{Yj}$  représente l'élasticité de l'emploi des jeunes par rapport au salaire  $j$  considéré.  $\theta_{im}$  représente l'élasticité des salaires du groupe  $i$  par rapport au salaire minimum ( $m$ ) et les indices  $A$  et  $Y$  désignent respectivement les adultes et les jeunes. (On peut écrire une équation analogue pour l'emploi des adultes).

D'un point de vue empirique, cela semble indiquer qu'une équation comme l'équation [1] est mal spécifiée en ce sens qu'elle omet de prendre en compte les effets des hausses du salaire minimum sur les gains d'autres groupes qui concurrencent celui des jeunes. On peut améliorer l'analyse en examinant d'abord l'incidence de la hausse du salaire minimum sur les salaires des jeunes et des adultes afin d'obtenir une estimation des élasticités des salaires, puis en estimant des équations de la demande de travail qui correspondent plus étroitement à la théorie de la production sous-jacente, afin d'obtenir des estimations des élasticités de l'emploi. Kaufman (1989) a utilisé une approche comparable dans son analyse des effets des salaires minimums obligatoires sur l'emploi en Grande-Bretagne.

## B. Équations des salaires réels pour les jeunes et les adultes

Comme pour d'autres travaux sur les équations de salaires, le cadre que nous avons adopté pour le mode de détermination des salaires est un modèle de négociation où les travailleurs sont supposés avoir un salaire réel « cible » qui est lui-même une fonction de la productivité, de la probabilité de trouver un autre emploi et de la valeur réelle du salaire minimum.

La productivité est le principal déterminant des salaires réels à long terme. Il est également courant de faire figurer le taux de chômage parmi les déterminants des salaires réels dans les modèles de négociations syndicales – voir, par exemple, Nickell et Andrews (1983) ou Layard et Bean (1989). Dans ces modèles, les syndicats sont supposés négocier les salaires, sachant que les entreprises fixeront le niveau de l'emploi sur la base du salaire réel négocié. Dans le même temps, les syndicats et leurs membres savent que le fait de porter le salaire réel au-dessus du niveau d'équilibre du marché entraînera une baisse de l'emploi. Étant donné que la probabilité que le travailleur syndiqué médian perde son emploi est non nulle et que ses chances de trouver un autre emploi varient directement en fonction de la situation du marché du travail, le salaire réel est supposé décroître à mesure qu'augmente le taux de chômage.

Enfin, le salaire minimum est supposé avoir une incidence positive sur le salaire moyen, et ce pour deux raisons. Premièrement, une hausse du salaire minimum fera augmenter le salaire moyen puisque les personnes qui, au départ, gagnaient moins que le nouveau salaire minimum verront leur salaire augmenter ou perdront leur emploi. Deuxièmement, les travailleurs gagnant plus que le minimum négocieront une hausse de leur salaire pour essayer de maintenir l'écart entre leurs gains et ceux des catégories rémunérées au salaire minimum. Ainsi, la hausse du salaire minimum comprime la partie inférieure de la distribution des gains et déclenche une onde de choc qui traverse le reste de la structure salariale.

Pour les jeunes comme pour les adultes, les relations dynamiques estimées sont de la forme à correction d'erreurs suivante :

$$\Delta w_t = \beta_0 + \beta_1 w_{t-1} + \beta_2 m_{t-1} + \beta_3 g_{t-1} + \beta_4 u_{t-1} + \beta_5 \Delta m_t + \beta_6 \Delta g_t + \beta_7 \Delta u_t + v_t \quad [3]$$

où  $w$  = gains réels moyens

$u$  = taux de chômage des jeunes et des adultes

$g$  = productivité du travail

$m$  = salaire minimum réel

(toutes les variables sont exprimées sous forme logarithmique)

et  $v_t$  est un terme d'erreur bruit blanc.

La relation de long terme qu'implique l'équation [3] définit la trajectoire temporelle du salaire réel qui prévaut lorsque toutes les variables progressent à un rythme constant. En supposant que  $g$  et  $\hat{m}$  représentent les taux de croissance à long terme de la productivité et du salaire minimum respectivement, la solution de long terme de l'équation de salaire est<sup>8</sup> :

$$w = k + \alpha_1 u + \alpha_2 g + \alpha_3 m \quad [4]$$

où avec  $w = m = g$ ,  $k = -[\beta_0 - \hat{g}(1 - \beta_5 - \beta_6)]/\beta_1$ ;

$$\alpha_1 = -\beta_4/\beta_1; \quad \alpha_2 = -\beta_3/\beta_1; \quad \alpha_3 = -\beta_2/\beta_1 = \theta;$$

et «  $\hat{\phantom{x}}$  » désigne le taux de croissance d'équilibre à long terme. L'homogénéité exige que la somme des coefficients des variables du salaire minimum et de la productivité dans l'équation [4] soit égale à un, soit  $\alpha_2 + \alpha_3 = 1$ .

On utilise des séries annuelles couvrant la période 1963-86 pour estimer l'équation [3] pour les jeunes et les adultes. La période considérée est assez courte, le manque de données de gains par groupe d'âges étant la principale entrave à un allongement de la période d'analyse. Des données de gains moyens horaires ou hebdomadaires des jeunes et des adultes conviendraient mieux à notre propos. Mais l'on ne dispose pas pour ces variables de données chronologiques ventilées par âge en France. Nous avons donc dû nous contenter de statistiques de gains annuels (nets des cotisations sociales salariales) par âge, dont ont été tirées les données de gains bruts mensuels (cotisations sociales incluses) utilisées dans les régressions. Sont considérées comme jeunes les catégories d'âge entre 15 et

24 ans tandis que les adultes se rapportent aux catégories de 25 ans et plus<sup>9</sup>. Les variables de gains sont corrigées par l'indice des prix à la consommation. On trouvera dans l'appendice des détails supplémentaires concernant les sources et définitions des séries utilisées pour l'estimation. Étant donné la petite taille de l'échantillon et le caractère très imparfait des statistiques de gains, les résultats doivent être traités avec la prudence qui convient.

Avant d'examiner les résultats des régressions, il est bon de souligner certains points concernant la stratégie d'estimation. Pour obtenir des estimateurs sans biais par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO), il faut que les variables explicatives soient toutes faiblement exogènes. Si l'une quelconque des variables du terme de droite est endogène, les coefficients obtenus seront affectés d'un biais. Dans le modèle ci-dessus, deux des variables explicatives pourraient être endogènes : Au et Am. Étant donné que la demande de travail dépend du salaire réel et que le chômage est par définition lié à la demande de travail, le fait d'introduire la variation du chômage comme déterminant de celle des salaires réels peut entraîner un biais de simultanéité. De plus, on a noté ci-dessus, dans la section II, que la progression du salaire minimum est déterminée, du moins depuis 1970, par la croissance de l'économie et par la règle imposant que le taux de croissance du SMIC en termes réels soit au moins égal à la moitié de celui des gains moyens réels. Cela pourrait être une source de biais, particulièrement dans l'équation des salaires des adultes. L'utilisation de variables instrumentales – pour Au et Am (en prenant des valeurs retardées de ces deux variables et des salaires réels moyens des adultes) – a révélé peu de différences par rapport aux estimations par les moindres carrés ordinaires. Le paramètre affecté à Au était non significatif dans les deux équations (et avec l'une et l'autre méthodes d'estimation). On l'a donc supprimé des équations finales présentées dans le tableau 2.

Une autre question de spécification se pose à propos de la forme fonctionnelle adoptée. En établissant la relation entre le logarithme des gains et le logarithme du salaire minimum, on suppose constant l'effet proportionnel des variations du salaire minimum sur les gains réels moyens. Il est possible cependant que l'effet du salaire minimum sur le salaire moyen soit non linéaire. Pour vérifier cela, on a commencé par introduire le carré du logarithme du salaire minimum en tant que variable explicative distincte. Dans une deuxième démarche, on a attaché à la variable du salaire minimum une variable auxiliaire prenant la valeur un pour la période postérieure à 1970 (date à laquelle le mécanisme de fixation du salaire minimum a été modifié). Dans les estimations, l'une et l'autre variables ont toujours été non significatives.

Enfin, afin de vérifier la possibilité d'une corrélation simultanée des erreurs dans les équations, on a utilisé la méthode «SURE» de Zellner pour estimer conjointement les équations. Les résultats sont peu différents des estimations MCO.

L'équation estimée pour les salaires des jeunes est présentée à la première ligne du tableau 2. Les résultats donnent à penser que, à court terme, les variations

Tableau 2. Équations des salaires, jeunes et adultes

---

Jeunes (groupe 15-24 ans)		$W_y = \log [\text{salaire mensuel brut (cotisations sociales incluses)} / p_c]$	
$\Delta W_{yt} = 3.32$	$\pm 0.436$	$A (\text{SMIC}/p_c)_t$	$\pm 0.964$
(3.05)	(4.35)		(3.61)
$- 0.740$	$W_{yt-1}$	$\pm 0.273$	$(\text{SMIC}/p_c)_{t-1}$
(3.02)		(2.48)	$\pm 0.504$
			(2.61)
$- 0.0053$	$U_{yt-1}$		
(2.73)			
$R^2 = 0.834$	$LM(2,12) = 1.59$	$Chow(6,10) = 0.43$	$\hat{\theta}_{YM} = 0.273/0.740 = 0.37$
<b>Adultes</b>			
$\Delta W_{At} = 1.89$	$\pm 0.133$	$A (\text{SMIC}/p_c)_t$	$\pm 0.492$
(1.76)	(2.05)		(2.94)
$- 0.313$	$W_{At-1}$	$\pm 0.063$	$(\text{SMIC}/p_c)_{t-1}$
(1.85)		(1.03)	$\pm 0.243$
			(2.06)
$- 0.0012$	$U_{At-1}$		
(1.54)			
$R^2 = 0.73$	$LM(2,12) = 1.29$	$Chow(6,10) = 1.49$	$\theta_{AM} = 0.063/0.313 = 0.20$

---

**Notes:**

1. Valeurs absolues de t entre parenthèses. Ces résultats ont été obtenus en utilisant PCGIVE (Hendry, 1987).
  2. LM(2,k) est un test de Fisher dit du multiplicateur de Lagrange pour l'autocorrélation des résidus jusqu'à l'ordre deux. La valeur critique pour la statistique LM ci-dessus est  $F(2,12) = 3.8$ .
  3. Chow(6,k) est une forme du test de Chow permettant d'apprécier la stabilité des paramètres. Au lieu de scinder l'échantillon, on a procédé à une nouvelle estimation pour la période allant jusqu'à 1980 et établi des prévisions pour la période 1981-86. Les valeurs du test de Chow sont distribuées comme une loi de Fisher, avec pour valeur critique  $F(6,10) = 3.22$ .
- 

des salaires réels des jeunes sont principalement déterminées par celles du salaire minimum et de la productivité. L'élasticité à court terme des salaires réels des jeunes par rapport au salaire minimum réel est de 0.44.

Les trois déterminants du salaire réel des jeunes à long terme – la valeur réelle du SMIC, la productivité du travail et le taux de chômage des jeunes – sont tous significatifs et affectés des signes escomptés. L'élasticité à long terme au regard du salaire minimum réel est de 0.37, ce qui implique qu'une élévation de 1 pour cent de la valeur réelle du SMIC entraînera une augmentation de presque 0.4 pour cent des gains réels des jeunes. La contrainte d'homogénéité de la somme des coefficients des variables salaire minimum et productivité est facilement acceptée par les données.

Une estimation analogue a été effectuée pour les adultes. Les résultats indiquent que le SMIC a moins d'effet sur leurs salaires que sur ceux des jeunes. Alors que le SMIC a une incidence significative sur la dynamique à court terme des salaires des adultes, son effet à long terme est à la fois faible ( $\hat{\theta}_{Am} = 0.2$ )' et non significatif. Le taux de chômage des adultes a une influence négative sur les gains réels. Mais le principal déterminant des salaires réels des adultes, à court comme à long terme, est la productivité. Là encore, la contrainte d'homogénéité affectant les coefficients du salaire minimum et de la productivité est acceptée.

Prises ensemble, ces équations montrent que le SMIC influe davantage sur les gains des jeunes que sur ceux des adultes, résultat qui est conforme à notre attente, étant donné la forte proportion des jeunes travailleurs français qui sont rémunérés au salaire minimum. L'influence du SMIC étant plus forte sur les jeunes, il s'ensuit que les hausses du salaire minimum **réel resserrent** la distribution générale des gains, avec une amélioration de la position relative des jeunes. L'incidence sur les écarts jeunes/adultes peut être plus forte étant donné la faible signification du salaire minimum dans l'équation des adultes. D'un autre côté, si la productivité augmente, les gains des adultes augmentent **par rapport** à ceux des jeunes dans la mesure où le salaire minimum reste constant en termes réels.

En résumé, les équations de salaires estimées montrent clairement que le salaire minimum accroît les gains des jeunes. Il a peut-être aussi un certain effet sur les gains des adultes, mais cet effet est beaucoup plus limité. Quant à savoir s'il en découle une baisse de l'emploi, cela dépend de la sensibilité de ce dernier à une hausse des coûts réels de main-d'œuvre, question que nous allons aborder dans la section qui suit.

### C. Équations de la demande de travail pour les jeunes et les adultes

Avant de procéder au calcul des équations d'emploi des jeunes et des adultes et à l'examen des résultats des estimations, il est utile d'observer les tendances des deux séries durant les deux dernières décennies. On dispose depuis 1962 de statistiques d'emploi par âge provenant de l'Enquête sur l'emploi effectuée chaque année par l'INSEE, l'institut national français de la statistique. Toutefois, les données de la période 1962-67 ne sont pas pleinement comparables à celle des années ultérieures. Le graphique 3 montre que l'emploi des jeunes et celui des adultes ont eu des comportements très différents depuis **1968**. L'emploi des jeunes a diminué de façon régulière depuis 1970 alors que l'emploi des adultes progressait régulièrement sur la même période.

Pour calculer les équations de la demande de main-d'œuvre jeune et adulte, nous considérons d'abord une fonction de production globale avec une élasticité de substitution constante :

$$Q_t = (\sum \gamma_i X_{it}^\rho)^{1/\rho} A e^{\lambda t} \quad [5]$$

où  $Q_t$  = production réelle au temps  $t$

$X_{it}$  = quantité de l'intrant de facteur  $i$  – main-d'œuvre jeune, main-d'œuvre adulte et capital – dans la production

$t$  = tendance temporelle représentant le progrès technique non incorporé

$A, \gamma$  et  $\lambda$  = paramètres de la fonction de production, avec  $\sum \gamma_i = 1$

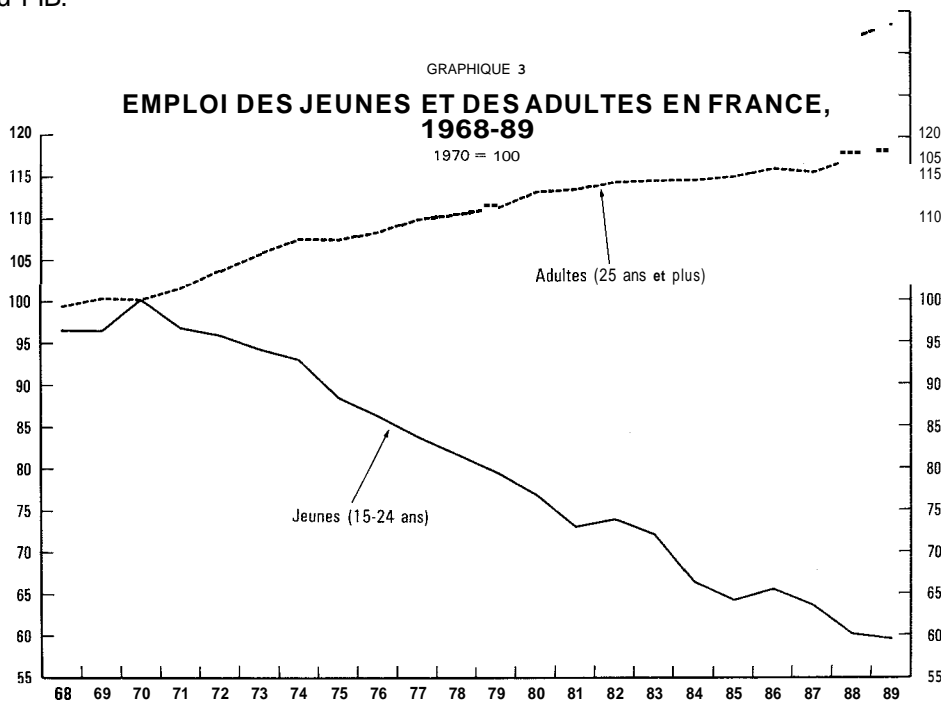
et  $\sigma = 1/1-\rho$ , l'élasticité de substitution entre deux quelconques des facteurs.

Les entreprises qui cherchent à maximiser leurs profits engageront des facteurs de production jusqu'au point où la productivité marginale sera égale au coût marginal. En différenciant l'équation [5] respectivement pour la main-d'œuvre jeune et la main-d'œuvre adulte,  $e^Y$  et  $e^A$ , et en posant l'égalité des dérivées premières et du salaire de la production réelle des jeunes et des adultes, puis en exprimant l'équation en logarithmes, on obtient :

$$\ln e_t^Y = \sigma (\ln \gamma^Y + \rho \ln A) + \ln Q_t - \sigma \ln w_t^Y + \rho \sigma \lambda t \quad [6]$$

$$\ln e_t^A = \sigma (\ln \gamma^A + \rho \ln A) + \ln Q_t - \sigma \ln w_t^A + \rho \sigma \lambda t \quad [7]$$

où  $w^Y, w^A$  = coûts réels de la main-d'œuvre (adulte), définis comme les gains des jeunes (des adultes), cotisations sociales incluses, corrigés par le déflateur du PIB.



Source : INSEE, *Enquête sur l'emploi*. Les données sont celles du mois de mars de chaque année sauf pour 1982, où ce sont celles d'avril/mai

L'élasticité-salaire ((directe)), à savoir l'élasticité de la demande de main-d'oeuvre de catégorie *i* par rapport au salaire de cette même catégorie, en production constante, est égale à :

$$\varepsilon_{ii}|Q = -(1-s_i)\sigma$$

où  $s_i$  est la part de la main-d'oeuvre de catégorie *i* dans le total des coûts. L'élasticité-salaire « croisée », à savoir l'élasticité de la demande de main-d'oeuvre de catégorie *i* par rapport au salaire de la catégorie *j*, est égale à :

$$\varepsilon_{ij}|Q = s_j\sigma$$

Pour estimer les équations de la demande de travail, nous avons essayé plusieurs retards. Les meilleurs résultats que nous avons pu obtenir sont reportés dans le tableau 3. En effectuant les estimations, nous avons testé les rendements à l'échelle et constaté que les données ne rejetaient pas l'hypothèse de rendements constants.

Les résultats figurant dans le tableau 3 ne sont pas entièrement satisfaisants au regard du cadre théorique **sous-jacent**<sup>10</sup>. D'une part, la tendance temporelle a des signes différents dans les deux équations. Les résultats semblent aussi indiquer que, toutes choses égales par ailleurs, le progrès technique a « détruit » 4 pour cent des emplois de jeunes Français chaque année durant la période **1958-85**, mais n'a pas eu d'effet sur l'emploi des adultes. D'autre part, la variable des coûts réels de main-d'oeuvre est significative, avec un signe négatif, dans l'équation des jeunes, mais n'est pas significative dans celle des adultes. Néanmoins, si nous acceptons les résultats tels quels, l'élasticité de substitution à long terme est de 0.44 dans l'équation estimée des jeunes et de **0.58** dans celle des adultes. Ces résultats sont comparables avec des estimations similaires concernant des travailleurs, hommes et femmes, rémunérés au salaire minimum en Grande-Bretagne, lesquelles se situent entre **0.41** et **0.89** (Kaufman, 1989).

Tableau 3. Équations de la demande de main-d'oeuvre jeune et adulte, 1968-86

*Jeunes*

$$ey_t = -0.771 + 0.309 ey_{t-1} - 0.306 wy_{t-1} - 0.029 \text{ temps} + 0.691 Q$$

(0.51)      (1.44)      (2.92)      (2.39)

$$R^2 = 0.997 \quad \text{S.E.E.} = 0.020 \quad h \text{ de Durbin} = -0.282$$

*Adultes*

$$ea_t = 0.513 + 0.787 ea_{t-1} - 0.144 wa_{t-1} + 0.0017 \text{ temps} + 0.213 Q$$

(0.30)      (6.26)      (0.73)      (0.33)

$$R^2 = 0.993 \quad \text{S.E.E.} = 0.012 \quad h \text{ de Durbin} = -0.89$$



Pour calculer l'élasticité de l'emploi par rapport au salaire minimum, nous devons combiner les résultats des tableaux 2 et 3. Pour ce faire, il faut des données sur la part de la main-d'œuvre jeune et adulte dans le total des coûts. En associant les données sur les coûts moyens de la main-d'œuvre jeune et de la main-d'œuvre adulte et leur part respective dans l'emploi, on obtient les résultats suivants : la part des adultes dans la masse salariale totale varie entre 0.86 et 0.93 au cours de la période, avec une part moyenne de 0.89. La part des jeunes est le complément par rapport à l'unité de celle des adultes, à savoir 0.11 en moyenne. La part moyenne des coûts de main-d'œuvre (après correction du travail indépendant) dans le revenu des facteurs en France est de 0.69 pour la période considérée<sup>11</sup>.

Cela signifie que la part des jeunes et des adultes dans le revenu total des facteurs est de 0.076 et 0.614 respectivement. En associant ces résultats aux élasticités de substitution estimées, on obtient les valeurs suivantes pour les élasticités-salaires, « directe » et « croisée », de la demande de main-d'œuvre de chaque catégorie :

	<i>Estimation basse</i> (a = 0.443)	<i>Estimation haute</i> (a = 0.676)
<b>Elasticité-salaire ((directe)</b>		
Adultes	-0.171	-0.261
Jeunes	-0.409	-0.625
<b>Elasticité-salaire « croisée »</b>		
Adultes	0.03	0.051
Jeunes	0.27	0.42

En utilisant ces estimations, sur la base de l'équation [2], on peut calculer les élasticités de l'emploi par rapport au salaire minimum; par exemple, pour les jeunes (en supposant que  $\sigma = 0.44$ ) :

$$-0.409 (0.37) + 0.27 (0.2) = -0.097$$

ou alors -0.15 si  $\theta_{Am} = 0$ . Si l'élasticité de substitution est de 0.68, la fourchette pour l'élasticité de l'emploi des jeunes par rapport au salaire minimum est de -0.15 à 0.23. Les élasticités correspondantes pour les adultes sont toutes regroupées autour de zéro.

Si les équations estimées de la demande de travail ne sont pas très satisfaisantes, il est néanmoins intéressant de constater que la fourchette des valeurs de l'élasticité de l'emploi des jeunes par rapport au salaire minimum est étroite, entre -0.1 et -0.23. Cette fourchette recouvre aussi les valeurs indiquées pour ces élasticités dans des études menées sur les effets des salaires minimums dans d'autres pays comme les États-Unis, le Canada et la Grande-Bretagne.

#### IV. CONCLUSIONS

Jusqu'ici, les quelques études consacrées aux effets du salaire minimum – le SMIC – sur l'emploi des jeunes en France n'ont guère été concluantes. À première vue, cela paraît surprenant car la proportion de la main-d'œuvre française couverte par le SMIC sur la période récente est bien supérieure à son équivalent aux États-Unis, et la valeur du SMIC a continué à progresser par rapport aux gains moyens au moins jusqu'en 1985, alors que l'on observait l'évolution contraire aux États-Unis. Le cas des États-Unis fait l'objet de très nombreux ouvrages, dont il ressort nettement que les augmentations du salaire minimum fédéral ont eu de légers effets négatifs sur l'emploi des adolescents.

Quelques études considèrent que l'absence de résultats concluants dans le cas de la France s'explique au moins en partie par le caractère peu satisfaisant de la spécification de l'équation de base utilisée pour estimer les effets sur l'emploi des jeunes. Cette critique peut s'appliquer à une bonne partie des travaux sur le salaire minimum s'appuyant sur des séries américaines. La méthode adoptée ici permet d'établir l'influence du salaire minimum sur le marché du travail de façon plus satisfaisante théoriquement que dans les précédentes études du cas de la France ou des États-Unis.

Les résultats donnent à penser que les augmentations de la valeur réelle du SMIC ont exercé une nette pression à la hausse sur les gains réels des jeunes. Nous n'avons cependant pas pu établir de façon satisfaisante que l'accroissement des coûts réels de la main-d'œuvre jeune a eu une incidence négative sur l'emploi des jeunes – même si nous pensons que tel est en fait le cas. On trouve quelques estimations à l'appui de cette hypothèse, mais elles ne sont pas très solides. Néanmoins, les élasticités estimées de la demande de main-d'œuvre jeune par rapport au salaire minimum se situent dans une fourchette de  $-0.1$  à  $-0.2$ , qui couvre les valeurs consensuelles relevées dans les ouvrages nord-américains et britanniques. L'élasticité correspondante chez les adultes semble être nulle.

Si l'on admet la validité de ces estimations et compte tenu du fait que le gouvernement français s'est engagé à maintenir le SMIC en tant qu'instrument de la politique de redistribution du revenu, que peut-on faire pour compenser les pertes d'emplois de jeunes lorsque la valeur réelle du SMIC augmente? Les résultats présentés ici suggèrent qu'une simple modération du rythme de croissance du SMIC par rapport au salaire moyen suffirait à modifier la composition de l'emploi au profit des jeunes. Du point de vue des pouvoirs publics, cela revient à maintenir le mécanisme d'indexation évoqué dans la section I et à renoncer aux revalorisations de juillet. À cet égard, il faut souligner que le SMIC s'est stabilisé par rapport aux gains moyens depuis 1985. Les autorités néerlandaises ont adopté une stratégie comparable dans les années 80; de ce fait, le salaire minimum brut en proportion du salaire moyen est passé de 77 pour cent en 1978 à 68 pour cent

en 1987. Il paraîtrait que cette baisse relative du salaire minimum néerlandais aurait fait progresser l'emploi des travailleurs à faible productivité (OCDE, 1989). Les États-Unis ont aussi suivi une stratégie de ce type dans les années 80.

Une autre solution, n'excluant d'ailleurs pas forcément la première, pourrait être d'introduire un salaire différent pour les jeunes, c'est-à-dire un taux spécial, inférieur au taux minimum, pour les jeunes travailleurs. Ce dispositif existe aux Pays-Bas et va être introduit pour la première fois aux États-Unis dans le cadre de la nouvelle législation sur le salaire minimum. Il tendrait à accroître la demande de main-d'œuvre jeune. Toutefois, il y aurait aussi un effet de substitution, les employeurs étant incités à remplacer d'autres travailleurs par des jeunes payés en-deçà du salaire minimum.

Il n'y a pas de taux différentiel pour les jeunes dans le régime du SMIC, sauf pour des catégories très limitées comme les apprentis et les handicapés. Depuis 1985, toutefois, on a beaucoup développé les dispositifs spéciaux en faveur de l'emploi, tels les travaux d'utilité collective, les cours de formation destinés à favoriser l'insertion des jeunes dans la vie active ou les programmes permettant aux employeurs d'obtenir une exonération de charges sociales pour leurs nouvelles recrues<sup>12</sup>. Ces programmes visent particulièrement les jeunes et on notera que les allocations/salaires versés aux jeunes participant à ces programmes sont nettement inférieurs au SMIC. Ainsi, même si réglementairement il n'existe pas de taux différentiel pour les jeunes en France, les mesures récentes ont eu tendance à en créer un *de facto*<sup>13</sup>. C'est probablement l'un des facteurs qui ont contribué à la récente diminution du chômage des jeunes en France : le taux de chômage des adolescents a fortement chuté, passant de 34 pour cent en 1985 à 18.4 pour cent en 1989, alors que celui des adultes n'a que faiblement reculé, de 9.5 à 9.3 pour cent, durant la même période.

## NOTES

1. Il existe une autre source de données sur le taux de couverture du SMIC. Il s'agit de l'enquête très détaillée sur la structure des gains qui est effectuée à intervalles irréguliers – la plus récente remonte à octobre **1986**. Cette enquête couvre tous les établissements des secteurs privé et semi-public employant dix salariés ou plus. Les résultats montrent que **10.6** pour cent de tous les travailleurs de ces établissements percevaient un salaire mensuel (non compris les primes et heures supplémentaires) inférieur au SMIC, alors fixé à 4549 francs (**169** fois le SMIC horaire, qui était de **26.92** francs en octobre **1986**). Si l'on exclut les travailleurs à temps partiel, la proportion tombe à **7.6** pour cent. Pour plus de détails, voir Rotbart (**1989**).
2. Cette estimation provient du Service des études et de la statistique du Ministère du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle.
3. Voir Haugen et Mellor (**1990**), tableau 2.
4. Passant en revue les publications américaines, Brown, Gilroy et Kohen (**1982**) citent plus de deux douzaines d'études utilisant des équations du type Mincer.
5. Dans la première étude de Mincer, la variable représentant le salaire minimum était pondérée par la proportion de travailleurs couverts par la législation. Il y avait aussi une variable mesurant la proportion de jeunes dans les forces armées.
6. Rosa (**1985**) obtient le même résultat quand il ajoute une tendance temporelle dans ses équations. Toutefois, il critique Martin pour avoir introduit des tendances temporelles dans son équation d'estimation, arguant que la théorie ne le justifie pas. A l'origine, Mincer justifiait l'introduction de tendances temporelles comme « un substitut certes très approximatif à des spécifications plus complètes des fonctions d'emploi et de main-d'œuvre » (Mincer, **1976**, S.100). Quinze des auteurs d'études sur les États-Unis analysées par Brown, Gilroy et Kohen (**1982**, tableau 1) introduisaient aussi des tendances temporelles dans leurs équations d'estimation.
7. Sur ce point, voir Hamermesh (**1982**).
8. On pourrait faire valoir que les variables de l'équation [4], notamment le salaire minimum réel, ne sont pas exogènes. Par exemple, le salaire minimum réel peut dépendre de la productivité du travail puisque les employeurs ne recruteront que des travailleurs dont la productivité marginale sera égale ou supérieure au salaire minimum. Toutefois, nous estimons que le salaire minimum réel en France peut être considéré comme exogène à cause du rôle important des influences politiques dans sa détermination. Le graphique 2 montre que le salaire minimum a nettement augmenté par rapport aux gains annuels moyens de certaines années – **1968**, **1974** et **1981** – et que ces hausses ont été le résultat de décisions politiques.

9. Dans un précédent travail consacré à la même question, nous avons utilisé des statistiques de gains nets annuels pour les jeunes de moins de **20** ans – voir Bazen et Martin (**1988**). Malheureusement, nous avons découvert par la suite que ces données comportent des problèmes d'échantillonnage, raison pour laquelle nous avons dû travailler sur l'ensemble du groupe des moins de **25** ans. La principale source de données annuelles de gains par âge est un échantillon au **25<sup>e</sup>** de l'ensemble des Déclarations annuelles de données sociales remplies par les employeurs en vue de l'établissement de la taxe sur les salaires. A cause du mode de tirage de cet échantillon, celui-ci n'est pas représentatif des **16-18** ans les années paires et des **17-19** ans les années impaires. Cela entraîne des fluctuations artificielles des variations d'une année sur l'autre pour le groupe des moins de **20** ans. Ces fluctuations sont fortement réduites – mais pas entièrement supprimées – lorsque l'analyse porte sur l'ensemble du groupe **15-24** ans.
10. Les équations reposant sur un cadre théorique strict, les coefficients estimés dans les deux équations doivent satisfaire certaines conditions restrictives. En fait, les équations de long terme devraient être identiques. Pour tester ces restrictions, les deux équations ont été estimées conjointement, avec la contrainte de rendements constants. Là encore, les résultats n'ont pas été très satisfaisants. Alors que l'estimation de 0.59 de l'élasticité de substitution entre la main-d'œuvre jeune et la main-d'œuvre adulte semblait raisonnable et que le coefficient était significatif au seuil de **90** pour cent, il a fallu exclure la tendance temporelle de l'équation des adultes pour obtenir des estimations paramétriques raisonnables ; quant à la tendance négative dans l'équation des jeunes, elle était anormalement élevée.
11. Ce calcul suppose que le salaire moyen imputé aux travailleurs indépendants est égal au salaire moyen des travailleurs salariés, cotisations sociales comprises.
12. On trouvera dans Ermakoff et Tresmontant (**1989**) un examen de ces mesures spéciales pour l'emploi et une estimation de leurs effets pendant la période **1985-88**.
13. Perret (**1989**) souligne ce point.

## Appendice

### STATISTIQUE

Les variables suivantes ont été utilisées :

- e logarithme de l'emploi des jeunes (groupe 15-24 ans) et des adultes (25 ans et plus). Les données sont tirées de l'*Enquête sur l'emploi* de l'INSEE et se rapportent au mois de mars de chaque année, sauf en 1982 où les données se rapportent à avril-mai.
- w logarithme des gains mensuels réels, calculé comme suit :  
$$\exp(w) = [\text{gains annuels nets} \times (1+t_1) \times (1+t_2)] / (\text{pc} \times 12)$$

où les gains annuels nets sont tirés des Déclarations annuelles de données sociales (DADS),  $t_1$  représente le taux de la taxe sur les salaires et des cotisations sociales patronales tiré de Malinvaud (1986),  $t_2$  est le taux des cotisations sociales salariales (*ibid.*) et  $p_c$  est l'indice des prix à la consommation (dans les équations de la demande de travail, les mesures de gains sont corrigées par le déflateur du PIE). Comme les fichiers DADS ne donnent pas de statistiques de gains par âge pour 1981 et 1983, les données concernant ces années ont été obtenues par interpolation.
- m logarithme du salaire minimum réel. Il s'agit du SMIC mensuel brut pour un travailleur à temps plein, y compris les cotisations de sécurité sociale. Les données sont tirées des fichiers DADS et corrigées par l'indice des prix à la consommation.
- u logarithme du taux de chômage des jeunes et des adultes (séparément), tiré de l'*Enquête sur l'emploi* de l'INSEE.
- g logarithme de la production par actif occupé : PIB divisé par l'emploi – voir ci-dessus.

## BIBLIOGRAPHIE

- Bazen, S. et J.P. Martin (1988), « The impact of the minimum wage on the earnings and employment of young people and adults in France, 1963-85 », University of Kent, *Studies in Economics*, N° 88/14, (juillet).
- Begué, J. (1978), ((Hausse du SMIC et effets sur la masse salariale)), *Économie et statistique*, N° 100.
- Benhayoun, G. (1990), « Salaire minimum et emploi des jeunes », Centre d'économie régionale, Université d'Aix-Marseille III, (janvier).
- Brown, C, C. Gilroy et A. Kohen (1982), « The effect of the minimum wage on employment and unemployment », *Journal of Economic Literature*, (juin), pp. 487-528.
- Brown, C. (1988), « Minimum wage laws : are they overrated? », *Journal of Economic Perspectives*, (été), pp. 133-145.
- Ermakoff, Y. et R. Tresmontant (1989), « La politique de l'emploi : estimation quantitative de l'impact sur le marché du travail et des transferts financiers entre agents économiques », *Direction de la Prévision*, Document de travail 89-1.
- Fourçans, A. (1980), ((L'impact du SMIC sur le chômage : les leçons de l'expérience)), *Revue d'économie politique*, pp. 881-893.
- Hamermesh, D.S. (1982), ((Minimum wages and the demand for labor », *Economic Inquiry*, (juillet), pp. 365-380.
- Haugen, S.E. et E.T. Mellor (1990), « Estimating the number of minimum wage workers », *Monthly Labor Review*, (janvier), pp. 70-74.
- Hendiy, D.F. (1987), *PCGIVE*, Version 5.0, University of Oxford.
- Kaufman, R.T. (1989), « The effects of statutory minimum rates of pay on employment in Great Britain », *Economic Journal*, (décembre), pp. 1040-1053.
- Layard, R. et C. Bean (1989), « Why does unemployment persist? », *Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 91, pp. 371-396.
- Malinvaud, E. (1986), « The rise of unemployment in France », *Economica*, Supplément spécial sur le chômage, S.197-217.
- Marsden, D. (1985), « Youth pay in Great Britain compared with France and FR Germany since 1966 », *British Journal of Industrial Relations*, (novembre), pp. 399-414.
- Martin, J.P. (1983), ((Effets du salaire minimum sur le marché du travail des jeunes en Amérique du Nord et en France)), OCDE, *Etudes spéciales*, (juin), pp. 51-73.
- Mincer, J. (1976), « Unemployment effects of minimum wages », *Journal of Political Economy*, (août), S.87-104.

- Ministère du travail, de l'emploi et de la formation professionnelle (1990), « Les salariés au SMIC en juillet 1989 », Service des études et de la statistique, *Premières informations*, N° 173, (juin).
- Nickell, S.J. et M. Andrews (1983), « Trade unions, real wages and employment in Britain 1951-79 », *Oxford Economic Papers*, (novembre), supplément, pp. 183-206.
- OCDE (1989), *Etude économique des Pays-Bas*, Paris.
- Perret, B. (1989), « Emplois à coût salarial réduit et productivité apparente du travail », *L'évolution des formes d'emploi, Actes du colloque de la Revue travail et emploi*, La Documentation Française, Paris.
- Rosa, J.J. (1981), « The effect of minimum wage regulation in France » in S. Rottenberg (dir. publ.), *The Economics of Legal Minimum Wages*, American Enterprise Institute, Washington D.C.
- Rosa, J.J. (1985), « Les effets du SMIC sur l'emploi des jeunes : une analyse bien confirmée », miméo, FNEP, Paris.
- Rotbart, G. (1989), « Au voisinage du SMIC », *Économie et statistique*, N° 221, (mai), pp. 15-21.