



**HAL**  
open science

## **Salaires relatifs et chômage : une analyse comparative France / Etats-Unis.**

Arnaud Lefranc

► **To cite this version:**

Arnaud Lefranc. Salaires relatifs et chômage : une analyse comparative France / Etats-Unis.. Revue Economique, 1997, 48 (5), pp.1041 - 1060. 10.3406/reco.1997.409930 . halshs-01651805

**HAL Id: halshs-01651805**

**<https://shs.hal.science/halshs-01651805>**

Submitted on 1 Apr 2020

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

# Salaires relatifs et chômage

## Une analyse comparative France/États-Unis

---

Arnaud Lefranc\*

*Cette étude compare l'évolution du marché du travail en France et aux États-Unis entre 1970 et 1993. Cette comparaison est menée d'un point de vue agrégé et par niveaux de qualification définis de manière homogène entre les deux pays. À long terme, les inégalités salariales globales diminuent en France alors qu'elles augmentent aux États-Unis. Ceci reflète des déformations opposées de la distribution des salaires. Les inégalités intergroupes connaissent-elles aussi des évolutions contraires. Enfin, à partir de l'étude jointe des distributions salariales et des taux de chômage, on tente d'évaluer l'impact de la compression salariale française sur le niveau élevé du taux de chômage.*

### UNEMPLOYMENT AND RELATIVE WAGES : A FRANCE-US COMPARISON

*This paper compares the evolution of the French and American labor markets over the 1970-1993 period. We perform this comparison both at a macro and at a disaggregated level, where we distinguish between different groups of workers, defined by their skill-level, in a way that is consistent across countries. In the long run, wage inequality seems to diminish in France while it increases in the US. This reflects opposite movements in the wage distribution. The American experience of a shrinking middle class stands in marked contrast with the French evolution toward an increasing weight of the lower-median income groups. As far as between-group inequalities is concerned, we observe in both countries a different pattern in education premia. Yet, the joint study of wage distributions and unemployment rates shows little support for the view that lack of wage adjustment led to the French rise in low skilled unemployment.*

Classification JEL : J21, J23, J31, J60

---

\* DELTA, 48, boulevard Jourdan, 75014 Paris.

Ce travail a été mené dans le cadre du bureau Emploi et salaires de la direction de la Prévision (ministère de l'Économie et des Finances), et s'appuie sur des travaux préalables réalisés en collaboration avec Olivier Vigneron. Je remercie Daniel Cohen, Gilles Saint-Paul ainsi que Laurent Vernière et Jean-Marc Germain du bureau Emploi et salaires.

## INTRODUCTION

Les marchés du travail de la plupart des économies développées ont connu, au cours des deux dernières décennies, une augmentation marquée des inégalités de salaires globales et des écarts de rémunération entre travailleurs qualifiés et travailleurs non qualifiés. Les raisons de cette évolution ont été assez largement débattues et ont fait l'objet de nombreux travaux. Il est courant de mettre en avant, dans l'explication de ce phénomène, l'influence des modifications de l'environnement économique global de ces économies : rôle du commerce international, influence du progrès technique, supposé biaisé en faveur des travailleurs les plus qualifiés.

En matière d'inégalités salariales, l'expérience française diverge de celle des autres économies développées, et la plupart des études concluent, pour ce pays, à une réduction des inégalités. Cette particularité peut sembler d'autant plus surprenante qu'on comprend mal pourquoi les chocs économiques précédemment évoqués n'auraient pas touché la France.

Pour rendre compte de cette spécificité, il est usuel d'invoquer le rôle du salaire minimum. L'argument se déploie en deux temps. L'augmentation, en longue période, de la valeur relative du salaire minimum aurait engendré une diminution des écarts de rémunération dans le bas de la hiérarchie des salaires. Par ailleurs, face à une tendance concurrentielle à la baisse du salaire relatif des personnes les moins qualifiées, la rigidité imposée par le salaire minimum aurait conduit à exclusion de l'emploi les personnes les moins qualifiées, entraînant ainsi une augmentation du chômage.

L'objet de cet article est d'évaluer empiriquement l'hypothèse d'un arbitrage entre inégalités salariales et chômage. Pour ce faire, nous nous proposons de confronter l'évolution du marché du travail français à celle connue par les États-Unis, pays où la tendance à l'augmentation des inégalités salariales apparaît de manière particulièrement nette. Notre analyse, essentiellement descriptive, met l'accent sur la comparaison des déformations temporelles de la distribution des salaires, l'évaluation des effets d'exclusion de l'emploi associés au salaire minimum et la comparaison des taux de chômage par catégorie de main-d'œuvre dans les deux pays. Il s'avère que la diminution des inégalités salariales observée en France s'est opérée, en grande partie, par une compression du haut de la distribution des salaires. D'autre part, en fin de période, et malgré des différentiels de salaire moins accentués en France qu'aux États-Unis, les différentiels de taux de chômage sont plus faibles que ceux qu'entraînerait un modèle simple de contrainte du marché du travail par le salaire minimum.

Le reste de l'article est organisé comme suit. La section 2 présente les données utilisées. La section 3 examine les principales tendances de l'évolution de la dispersion et des hiérarchies de salaires dans les deux pays. Enfin, la section 4 compare les taux de chômage par niveau de qualification et tente de cerner les rapports entre inégalités salariales, salaire minimum et niveau du chômage français.

## LES DONNÉES UTILISÉES

Les résultats de cette étude sont basés sur l'exploitation de trois enquêtes auprès des ménages de nature comparable, réalisées dans chacun des deux pays : l'enquête Formation et Qualification professionnelle (FQP) et l'enquête Emploi pour la France et les Current Population Surveys (CPS) pour les États-Unis.

### Les enquêtes Emploi et Formation et Qualification professionnelle

Les enquêtes FQP ont été réalisées par l'INSEE en 1964, 1970, 1977, 1985 et 1993. Nous utilisons ici les quatre dernières enquêtes. Elles offrent un échantillon représentatif de l'ensemble de la population âgée de 20 à 65 ans, dont la taille est de l'ordre de 45 000 individus pour les années 1970, 1977 et 1985. La taille de l'échantillon en 1993 est plus faible, de l'ordre de 18 000 individus.

Cette enquête est utilisée dans l'analyse des évolutions salariales. Pour chaque individu présent dans l'enquête, on dispose notamment d'informations détaillées sur le niveau d'éducation atteint. On connaît aussi le montant des salaires perçus au cours de l'année précédant l'enquête, ainsi que le statut au regard de l'emploi et le nombre de mois travaillés à temps complet et à temps partiel. En dépit de sa basse fréquence et de la taille relativement faible de l'échantillon, l'enquête FQP présente l'avantage de fournir des données de salaires sur longue période.

L'enquête Emploi est utilisée dans la comparaison des taux de chômage dans la mesure où elle offre un échantillon plus important mais une information salariale plus limitée dans le temps<sup>1</sup>.

### Les enquêtes Current Population Survey

Les enquêtes CPS ont été réalisées par le Bureau of the Census à partir de 1964 et sur une base mensuelle. Chaque enquête contient en moyenne 150 000 observations individuelles. Ces enquêtes servent de base à la plupart des publications sur le marché du travail américain réalisées par le Bureau of Labor Statistics. Nous utilisons les Annual Demographic Supplements, fichiers issus du supplément de mars au questionnaire mensuel. Ce supplément au questionnaire principal met l'accent sur les revenus perçus par les individus au cours de l'année précédant l'enquête. De ce fait, les March Demographic Files ont souvent été retenus dans l'étude des inégalités salariales aux États-Unis. Comme pour les enquêtes FQP, on dispose pour chaque individu des variables de diplôme et d'âge, ainsi que du revenu salarial.

---

1. L'enquête Emploi n'enregistre les salaires individuels qu'à partir de 1982. Les déclarations annuelles de salaires sont, quant à elles, basées sur des déclarations de l'employeur et n'apportent donc pas d'informations sur les personnes au chômage. L'avantage des données FQP par rapport aux déclarations annuelles de salaires (DADS) est de permettre une prise en compte de l'ensemble des personnes actives, dans l'analyse de l'évolution du marché du travail et non pas des seules personnes employées.

## Champ de l'étude et variables utilisées

### *Variable de salaire*

La variable de revenu étudiée est le salaire perçu au cours de l'année précédant l'enquête. Dans le cas de la France, il s'agit du salaire net annuel tiré de l'activité principale, incluant les primes. Dans le cas des États-Unis, il s'agit de l'ensemble des revenus salariaux annuels perçus, avant déductions, c'est-à-dire du salaire brut. Cette différence dans la nature de la variable enquêtée n'est cependant pas trop gênante pour notre étude, dans la mesure où l'on souhaite comparer les salaires relatifs d'un pays à l'autre et non pas le niveau absolu des salaires<sup>1</sup>.

Compte tenu de la variable de salaire disponible dans chacune des enquêtes, on se restreindra dans l'étude des évolutions salariales à l'ensemble des salariés des secteurs marchands et non marchands ayant exercé une activité à temps plein, pendant toute l'année précédant l'enquête. La restriction aux travailleurs à temps complet s'explique par le fait qu'il est difficile, surtout dans le cas français, de mesurer le volume de travail mis en œuvre au cours de l'année par les personnes ne travaillant pas à temps plein/année pleine.

### *Variable de qualification*

L'indicateur de la qualification retenu dans cette étude est le niveau de formation scolaire initial des individus. Le choix d'une nomenclature unique pour les deux pays étudiés se heurte à un problème de mise en équivalence des cursus et des niveaux d'éducation de chacun des pays.

Le critère de mise en équivalence des niveaux de formation scolaire mis en œuvre est celui adopté dans la plupart des exercices de ce genre : il consiste à s'appuyer sur le nombre d'années d'études pour définir entre les différents pays des niveaux d'éducation équivalents<sup>2</sup>. Cinq niveaux d'éducation ont été définis à l'aide du nombre d'années d'études et/ou du niveau de diplôme obtenu :

- le niveau 1 correspond aux personnes ayant au moins une licence ou un *bachelor's degree* ;
- le niveau 2 correspond aux personnes ayant suivi au plus deux années d'enseignement au-delà de l'enseignement secondaire ;
- le niveau 3 correspond aux personnes ayant le baccalauréat ou ayant terminé *High School* ;
- le niveau 4 correspond aux personnes ayant un diplôme de l'enseignement secondaire inférieur au baccalauréat dans le cas de la France, et à celles n'ayant pas terminé *High School* dans le cas des États-Unis ;

---

1. Étant donné la quasi-linéarité des cotisations à la charge du salarié en France, les salaires nets relatifs sont en effet très proches des salaires bruts relatifs.

2. L'avantage d'une telle nomenclature est de ne pas reposer sur une mise en équivalence *a priori* des niveaux d'éducation. Cette grille de lecture de la structure par niveau de capital humain de la population active laisse cependant apparaître de profondes différences entre les deux pays.

– le niveau 5 correspond aux personnes sans diplôme ou n'ayant pas terminé le premier cycle de l'enseignement secondaire.

Le tableau 1 montre la structure par niveau d'éducation de la population active en France et aux États-Unis. L'essentiel des effectifs est en France concentré dans les niveaux de diplôme les plus bas (niveaux 4 et 5). Les personnes sans aucun diplôme (niveau 5) représentent 37 % de la population active en France. Par ailleurs, seuls 24 % de la population active ont au moins atteint le niveau 3. Aux États-Unis, seuls 2,7 % de la population sont enregistrés dans la catégorie des personnes sans aucun diplôme et plus de 80 % de la population atteignent au moins le niveau 3.

Tableau 1. *Composition de la population active par niveau d'éducation*  
(en %)

Niveau d'éducation	France	États-Unis
Diplôme 1 .....	7,4	24
Diplôme 2 .....	7,6	14
Diplôme 3 .....	10	47
Diplôme 4 .....	37	11
Diplôme 5 .....	38	3

Source : enquête Emploi et CPS.

Il est vraisemblable qu'une partie des écarts de formation observés est imputable à l'organisation des études au sein de chaque pays. Ainsi, la sanction du diplôme, particulièrement accentuée dans le système français, permettrait peut-être d'expliquer les fortes différences d'effectifs entre les catégories 3 et 4. Compte tenu de l'importance des écarts observés, il est cependant peu probable que ceux-ci s'expliquent entièrement par l'imprécision de la mise en équivalence et il convient de souligner le niveau relativement faible de formation scolaire initiale en France. Cette caractéristique devra être gardée à l'esprit dans la lecture des résultats des parties suivantes. Notre nomenclature de niveau d'éducation est discutée plus amplement en annexe et on montre que l'essentiel des résultats démontrés dans le reste de l'article est robuste à des variations cohérentes de nomenclatures.

## ÉVOLUTION DES DISPERSIONS SALARIALES

L'étude des tendances salariales, au niveau agrégé, permet d'opposer nettement les deux pays : la dispersion des salaires a connu en France une importante réduction alors qu'elle augmentait aux États-Unis. En outre ces tendances ont en partie accentué les différences existant en début de période dans la distribution des revenus salariaux.

### Indicateurs scalaires d'inégalités globales

Le tableau 2 présente différentes mesures scalaires d'inégalité en France et aux États-Unis, sur la période 1970-1993. Ces mesures mettent en évidence des évolutions contrastées de la distribution salariale dans les deux pays.

Tableau 2. Mesures scalaires d'inégalité

		1970	1977	1985	1993
Theil	France	0,183	0,146	0,117	0,138
	États-Unis	0,137	0,137	0,164	0,166
D5/D1	France	3,358	2,895	2,647	2,827
	États-Unis	3,595	3,693	4,236	4,458
D9/D5	France	1,631	1,59	1,503	1,569
	États-Unis	1,958	1,985	2,129	2,167
D9/D5	France	2,059	1,821	1,762	1,802
	États-Unis	1,836	1,861	1,99	2,058

Source : enquête FQP et CPS.

Les indicateurs les plus agrégés révèlent, aux États-Unis, une augmentation de la dispersion des salaires déjà abondamment notée dans la littérature (voir notamment Levy et Murnane [1992]). Cette augmentation est surtout patente à partir de la fin des années soixante-dix : entre 1970 et 1977, la valeur de la mesure de Theil est stable et le rapport interdécile D9/D1 augmente de 2,7 %, alors qu'entre 1977 et 1985 la mesure de Theil passe de 0,13 à 0,16 et le rapport interdécile augmente de 14 %.

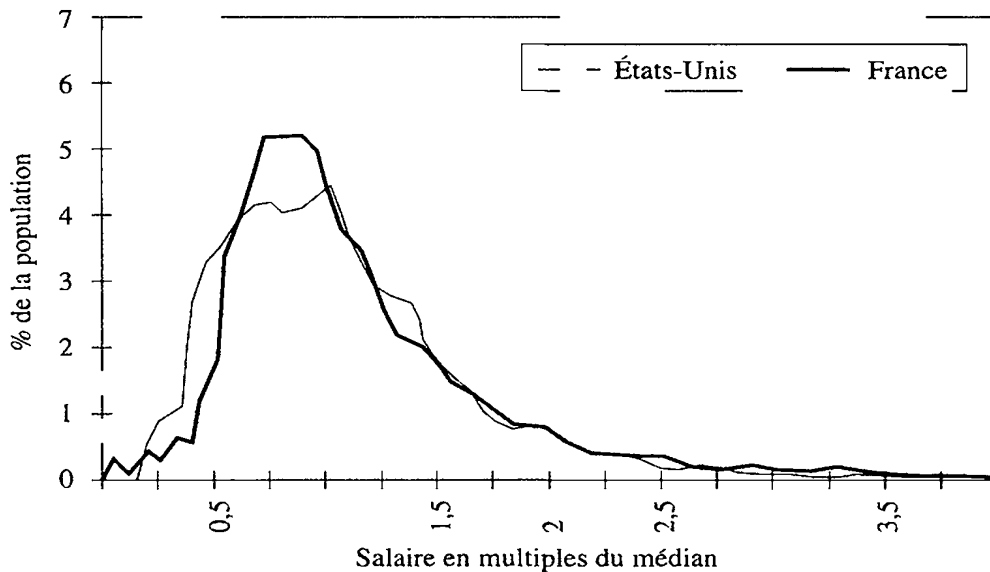
Dans le cas de la France, on note au contraire une tendance à la réduction des inégalités globales de rémunération, en net contraste avec la forte progression de la dispersion des salaires observée aux États-Unis, à partir de la fin des années soixante-dix. Cette tendance est surtout nette sur la période 1970-1985 qui voit la mesure de Theil passer de 0,18 à 0,12 et le rapport interdécile baisser de 21 % (respectivement 13,7 % et 8,5 % sur chacune des deux sous-périodes 1970-1977 et 1977-1985). Au-delà de 1985, la tendance à la baisse des inégalités de rémunération semble s'inverser et les mesures scalaires d'inégalités augmentent légèrement entre 1985 et 1993. Ce constat peut être sujet à caution dans la mesure où il infère une tendance longue à partir de seulement trois observations. On notera cependant qu'il confirme la tendance, mise au jour par Bayet et Cases [1995] sur données annuelles, de baisse à un rythme décroissant des inégalités de rémunération en France.

Une mise en perspective complète des distributions salariales dans les deux pays nécessite cependant, au-delà d'une confrontation des évolutions temporelles, de comparer le degré d'inégalité des distributions de revenu, à la date initiale de 1970. Sur ce point, les mesures scalaires d'inégalité sont peu éclairantes puisque la mesure de Theil indique un niveau d'inégalité plus fort en France qu'aux États-Unis en début de période, indication qui n'est pas corroborée par la lecture du rapport interdécile. Cet écart entre la mesure de Theil et le ratio interdécile provient du fait que la première mesure pondère plus fortement les revenus les plus élevés, plus éloignés du médian en France qu'aux États-Unis en début de période. On retrouve ici l'incomplétude de classement associée à l'emploi de différents indicateurs scalaires d'inégalité, censés résumer en un seul paramètre l'ensemble de la distribution de salaire.

## Les déformations de la courbe de distribution des salaires

Pour surmonter cette difficulté, on peut tenter de comparer directement l'ensemble de la distribution de salaires de chacun des pays. La courbe de distribution donne une représentation plus riche (et moins synthétique) de la répartition des salaires à l'œuvre dans chaque pays. Celles-ci sont données dans le graphique 1. Les courbes du graphique 1 représentent un lissage de la fonction de distribution des salaires annuels, rapportés au salaire médian de l'année considérée (la méthode de lissage est présentée en annexe). Chaque distribution est normée par le salaire médian du pays et de l'année considérés. Il s'agit donc d'une représentation de la dispersion des salaires relatifs. Ceci nous permet de comparer les distributions de salaire d'un pays à l'autre, sans procéder à des conversions d'unités monétaires, et de visualiser les évolutions des inégalités au cours du temps, nettes de la croissance agrégée des salaires. Les distributions de salaires de chacun des pays révèlent, en 1970, des profils très différents. La courbe française est plus piquée et comporte plus d'effectifs immédiatement en dessous du revenu médian, traduisant une moindre dispersion des revenus dans les tranches les plus basses. La valeur du salaire minimum français de 1970 est d'environ 0,5 fois le salaire médian. Ceci explique vraisemblablement la forme piquée de la distribution de salaires française à ce niveau de salaire<sup>1</sup>. Le salaire minimum semble donc exercer, dès 1970, un effet de compression vers le haut des rémunérations les plus faibles.

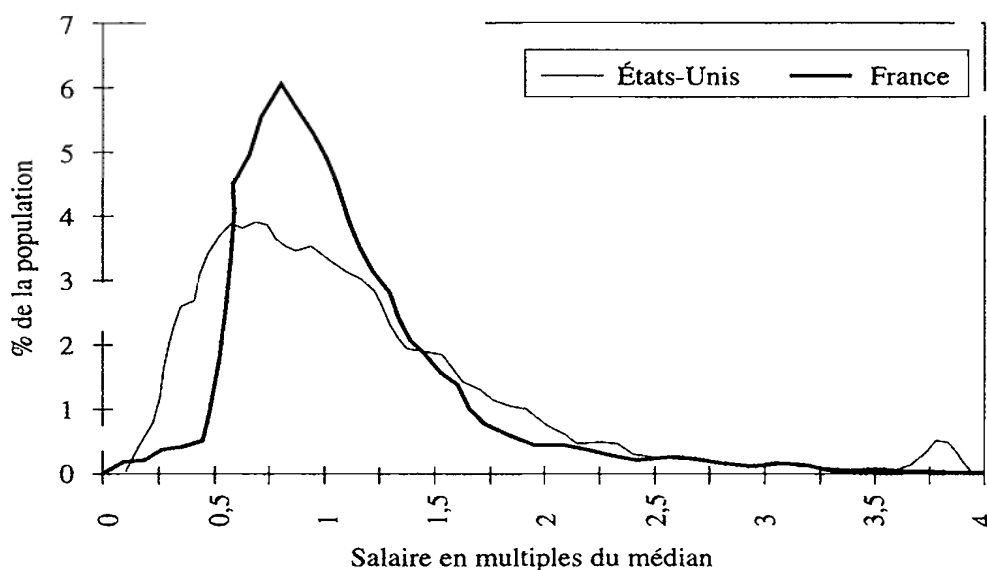
Graphique 1a. Distributions salariales française et américaine en 1970.



1. La présence de personnes en dessous du salaire minimum en France est vraisemblablement imputable d'une part à des erreurs d'enregistrement du salaire dans l'enquête, d'autre part à l'existence de statuts dérogatoires et de conventions collectives propres à certaines branches d'activité et qui régissent notamment la durée du travail.



Graphique 1b. Distributions salariales française et américaine en 1993.



En même temps, la distribution française comporte plus de personnes dans les tranches de revenu les plus élevées : la distribution française passe au-dessus de la distribution américaine au-delà de 1,5 revenu médian, traduisant un poids plus important, en France, de la queue supérieure de la distribution. On notera que ces différences dans les distributions salariales apparaissent aussi à la lecture des ratios interdéciles du tableau 2 puisqu'en 1970 la France a à la fois un ratio D5/D1 plus faible et un ratio D9/D5 plus fort que les ratios américains correspondant.

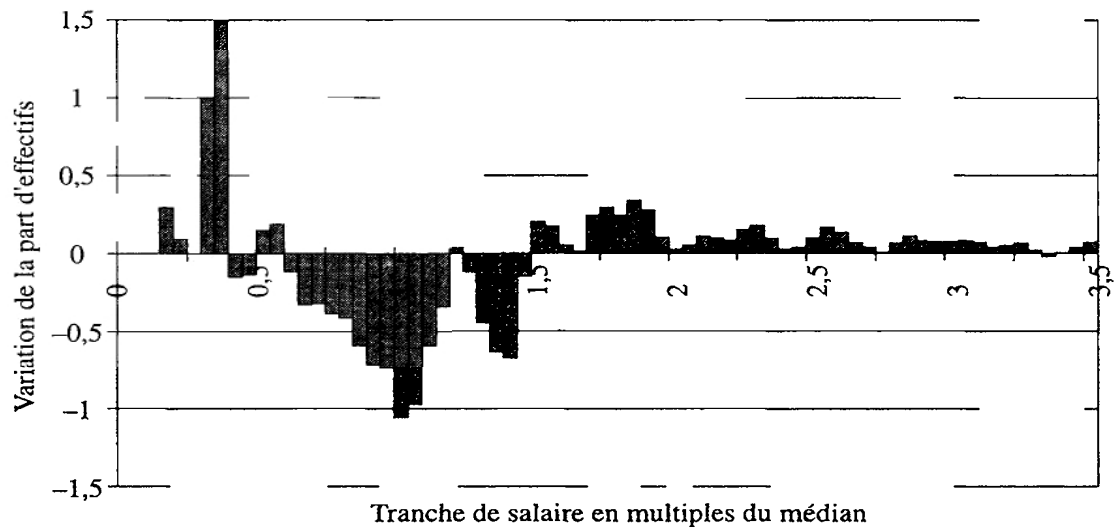
Les évolutions de la période 1970-1993 modifient les distributions des deux pays. La plus grande concentration des salaires autour des tranches médianes qui caractérisait la distribution française s'accroît. On notera l'absence quasi complète, en France, de salariés dans les tranches de salaire les plus basses, absence de toute évidence imputable au niveau du salaire minimum. De ce fait, les salaires les plus bas observés en France correspondent aux tranches de salaire intermédiaires inférieures de la distribution américaine. En ce qui concerne les tranches de salaire les plus élevées, on observe, en 1993, un poids de la queue supérieure de la distribution plus important aux États-Unis qu'en France. La distribution de salaires américaine est nettement au-dessus de la distribution française pour les tranches de salaire comprises entre 1,5 et 2,5 fois le revenu médian et le rapport entre le salaire du dernier décile et le salaire médian est désormais plus faible en France qu'aux États-Unis.

Cette modification des différences de profil entre les deux courbes est liée aux évolutions propres (et divergentes) de chacun des deux pays. Ceci est illustré, par les graphiques 2a et 2b qui précisent l'analyse de l'évolution des inégalités établie à l'aide des indicateurs scalaires d'inégalité. Ces graphiques représentent les déformations au cours du temps de la distribution de salaires de chacun des pays. Ils sont obtenus en soustrayant la distribution de salaires de 1970 de celle de 1993.

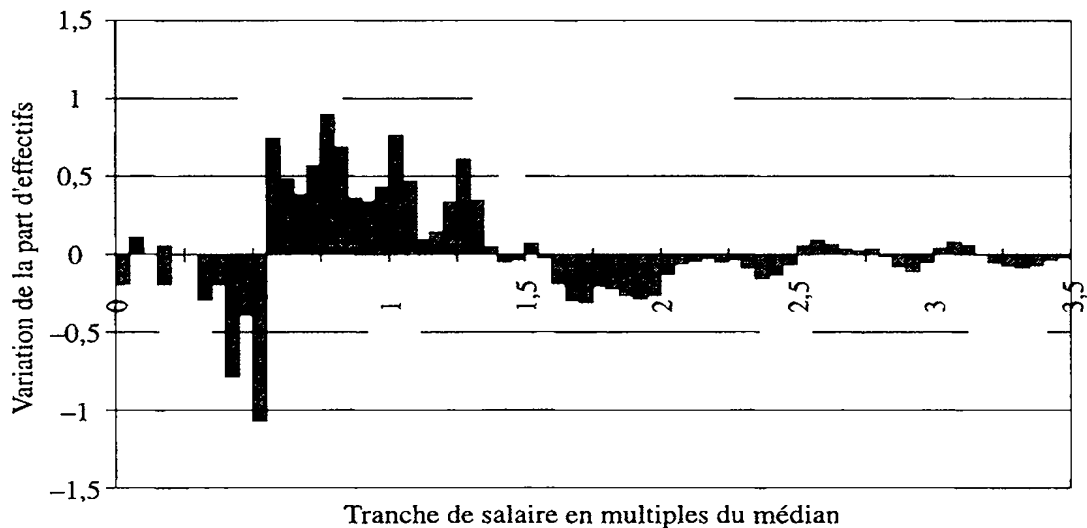
Ils montrent que la réduction d'inégalités en France s'est opérée au travers d'une concentration accrue de la distribution des revenus salariaux dans les tranches de revenus intermédiaires, comprises entre 0,6 et 1,5 fois le revenu

médian<sup>1</sup>. Une partie de l'accroissement des parts d'effectifs compris dans ces tranches de salaire est vraisemblablement imputable à l'accroissement du salaire minimum qui passe de 0,5 à 0,6 salaires médian entre 1970 et 1993. Cependant, on observe aussi au cours de la période une baisse des parts d'effectifs des tranches de salaire les plus élevées.

Graphique 2a. Déformation de la distribution de salaires : États-Unis



Graphique 2b. Déformation de la distribution de salaires : France



1. Ces tranches de salaire apparaissent comme intermédiaires si on les évalue au regard de la distribution de salaires américaine. Cependant, au sein de la distribution de salaires française et en l'absence d'effectifs dans les tranches de très bas revenus, elles correspondent aux tranches les plus basses de la distribution.

On retiendra donc que la baisse des inégalités en France n'est pas le seul fait d'un rapprochement entre tranches de salaires les plus basses et tranches intermédiaires. Elle est aussi liée à une réduction des inégalités dans le haut de la distribution des salaires.

Ceci est confirmé par l'évolution des ratio interdéciles. Entre 1970 et 1985, le ratio D9/D5 diminue plus que le ratio D5/D1 (le premier ratio diminue de 14,4% contre 7,8% pour le second). Cela va à l'encontre de l'idée généralement retenue selon laquelle les relèvements du salaire minimum auraient un effet de compression décroissant dans les tranches les plus élevées de la distribution de salaire.

À l'inverse, l'augmentation des inégalités de salaires aux États-Unis s'explique par une augmentation du poids des tranches de salaires extrêmes (au-dessous de 0,4 et au dessus de 1,6 fois le salaire médian). On notera qu'une partie de l'accroissement des tranches de revenu les plus basses est imputable à la baisse en longue période de la valeur relative du salaire minimum par rapport au salaire médian (voir Di Nardo et al. [1995]).

Les deux pays ont donc connu, au cours des deux dernières décennies, des modifications profondes de la distribution des salaires. Aux États-Unis, on observait une augmentation des inégalités salariales et une polarisation de la distribution des salaires entre des tranches de salaires élevés et des tranches pauvres au salaire réel en déclin (phénomène de *shrinking middle class*). À l'inverse, la distribution française de salaires connaissait un mouvement de concentration autour des tranches de salaires proches du salaire médian qui se traduisait par une baisse des écarts de rémunération. Cette baisse était surtout observée entre les salaires intermédiaires et les salaires des effectifs les plus riches, ce qui atténuait en partie les écarts importants existant en 1970.

## Inégalités entre niveaux de qualification

Les évolutions décrites précédemment s'expliquent en partie par la modification des salaires relatifs des différents groupes de travailleurs. L'analyse des inégalités globales de rémunération est complétée en examinant l'évolution des écarts de salaire entre différents types de qualification, définis par le niveau d'éducation et l'âge. La méthode utilisée pour calculer l'évolution de ces écarts est présentée en annexe.

En début de période, les écarts de rémunération associés au diplôme sont similaires, bien qu'un peu plus accentués en France (cf. tableau 3). Ce phénomène est surtout marqué chez les personnes les plus diplômées : en 1970, une personne ayant suivi un cycle d'études supérieures long gagne 2,7 fois plus qu'une personne sans diplôme en France contre 2,16 fois plus aux États-Unis.

On observe entre les deux pays des tendances opposées dans l'évolution des rémunérations par niveau de diplôme.

Entre 1970 et 1993, la prime associée à l'éducation baisse en France, en longue période, pour l'ensemble des catégories de diplôme. Cette baisse se traduit par un rapprochement du salaire de l'ensemble des catégories de diplômes par rapport à celui des personnes sans aucun diplôme. Elle correspond, jusqu'en 1985, à un mouvement de compression générale des différentiels de rémunération par diplôme : jusqu'en 1985, la baisse de la prime relative associée à l'éducation est plus forte pour les personnes de niveau 1 que pour les personnes de

niveau 2 et 3 et le salaire des plus diplômés par rapport au salaire des bacheliers passe de 1,46 à 1,39. Cependant, entre 1985 et 1993, les écarts de salaire augmentent de nouveau dans le haut de la hiérarchie des diplômes: les personnes ayant un diplôme strictement supérieur au BAC voient leurs salaires progresser par rapport à ceux des bacheliers.

Aux États-Unis, on observe au contraire une augmentation de la prime relative des diplômés de niveau 1 à 3, d'autant plus forte que le niveau de diplôme est élevé. À l'inverse, les diplômés de niveau 4 voient leurs salaires se rapprocher de ceux des personnes très peu formées.

La comparaison des évolutions salariales française et américaine sur la période 1970-1993 laisse apparaître des divergences complexes. D'un point de vue global, on observe des tendances contraires des inégalités salariales (augmentation des inégalités aux États-Unis, diminution en France jusqu'en 1985) qui traduisent dans un cas la diminution du poids des tranches de salaire intermédiaires, dans l'autre, essentiellement un rapprochement des salaires des catégories les plus favorisées de ceux des catégories intermédiaires. Par ailleurs, ce mouvement s'accompagne en France d'une baisse du rendement salarial des diplômes et d'une augmentation aux États-Unis. Si l'ensemble de cette évolution est loin d'être imputable dans le cas de la France, au seul salaire minimum, celui-ci semble cependant exercer des effets de compressions salariales. Il convient donc de compléter notre analyse par la prise en compte du lien entre évolutions salariales et évolution du chômage.

Tableau 3.  *Salaire relatif selon le diplôme, en multiples du salaire des moins diplômés (Dip5)*

		1970	1977	1985	1993
Diplôme 1	France	2,69	2,34	2,13	2,2
	États-Unis	2,16	2,08	2,26	2,57
Diplôme 2	France	1,93	1,7	1,63	1,69
	États-Unis	1,76	1,71	1,78	1,86
Diplôme 3	France	1,83	1,64	1,53	1,51
	États-Unis	1,54	1,53	1,57	1,58
Diplôme 4	France	1,39	1,31	1,26	1,25
	États-Unis		1,25		1,21
Diplôme 5	France				
	États-Unis	1	1	1	1

Source : enquête FQP et CPS.

## CHÔMAGE ET SALAIRES RELATIFS

Parallèlement aux évolutions salariales opposées notées dans la partie précédente, les deux pays ont connu des mouvements divergents de leur taux de chô-

mage. Celui-ci a augmenté en longue période en France, alors qu'il est resté globalement stable aux États-Unis. En outre, la montée du taux de chômage français a été en grande partie le fait des personnes les moins diplômées et les plus jeunes.

Il est fréquemment fait référence au niveau élevé du salaire minimum français pour rendre compte de cette spécificité de la montée du taux de chômage des non-qualifiés. L'absence d'ajustement salarial à la baisse aurait fait apparaître un excédent d'offre de travail des non-qualifiés. De ce fait, l'évolution observée des différentiels de salaires entre catégories de travailleurs ne refléterait pas l'ajustement concurrentiel des salaires aux chocs de demande et d'offre de travail pour différents types de main-d'œuvre, mais le jeu contraignant des institutions du marché du travail<sup>1</sup>. Plus généralement, la moindre dispersion des salaires français en fin de période serait le pendant d'un taux de chômage particulièrement élevé et associés aux rigidités salariales institutionnelles françaises.

Sans prétendre tester directement cette hypothèse, nous nous proposons ici d'apporter deux éléments d'analyse comparative de nature à souligner le caractère incomplet de l'analyse sous-jacente.

Le premier élément a trait aux comparaisons inter-pays de taux de chômage. À partir d'une analyse désagrégée de différents indicateurs de taux de chômage, nous montrons que l'important différentiel de taux de chômage agrégé entre les deux pays saisit mal les différences d'accès à l'emploi observées dans les deux pays.

Dans un second temps, nous tentons d'évaluer plus directement les effets d'exclusion de l'emploi associés au salaire minimum. Cette analyse met surtout en évidence la possibilité d'effets de report salariaux importants.

### La similarité des taux de chômage par niveau de qualification

La comparaison entre les deux pays des niveaux des taux de chômage soulève d'importants problèmes de comparabilité tenant essentiellement aux conditions institutionnelles de déclaration et d'enregistrement statistique des personnes sans emploi. Schématiquement, l'affectation à une personne sans emploi du statut de chômeur est conditionnelle, d'une part, aux critères objectifs retenus par le statisticien pour définir un chômeur, d'autre part, aux contextes institutionnels d'enregistrement et de déclaration propres au pays considéré. De ce fait, une comparaison de marchés du travail basée sur une définition donnée du chômage ne saisira qu'une partie des différences entre pays au regard du sous-emploi. À cette fin, nous présentons deux mesures différentes des difficultés d'accès à l'emploi : le taux de chômage conventionnel et le taux de non-emploi<sup>2</sup>.

L'ensemble des taux de chômage et de non-emploi est présenté dans le tableau 4.

---

1. Cette thèse est notamment défendue dans Krugman [1994].

2. Le taux de non-emploi est le complément à l'unité du taux d'emploi, lequel est défini comme le ratio entre le nombre de personnes ayant un emploi et la population totale considérée.

Tableau 4. Taux de chômage et de non-emploi par catégorie de main-d'œuvre en 1990  
(en %)

âge	sexe	diplôme	Taux de chômage		Taux de non-emploi	
			France	États-Unis	France	États-Unis
20-24 ans	Hommes	Dipl. 1	5,4	3,2		
		Dipl. 2	9,9	5,5		
		Dipl. 3	17,1	8,4		
		Dipl. 4	14	15,4		
		Dipl. 5	27,1	11,3		
	Femmes	Dipl. 1	18,9	2,4		
		Dipl. 2	7	4,6		
		Dipl. 3	16,3	9,2		
		Dipl. 4	24,8	20,7		
		Dipl. 5	32,4	8,17		
25-49 ans	Hommes	Dipl. 1	2,4	2,4	4	5
		Dipl. 2	3	3,4	4	8
		Dipl. 3	4,6	5,5	5	11
		Dipl. 4	5,4	11,2	6	24
		Dipl. 5	10,5	9,4	17	24
	Femmes	Dipl. 1	5,4	2,1	16	18
		Dipl. 2	4,1	3,8	17	23
		Dipl. 3	6,8	4,6	22	29
		Dipl. 4	10,8	10,8	29	22
		Dipl. 5	15,9	8,3	48	58
50-64 ans	Hommes	Dipl. 1	4,2	1,9	21	17
		Dipl. 2	2,9	1,7	25	22
		Dipl. 3	5,5	3,3	34	27
		Dipl. 4	6,5	4,8	37	38
		Dipl. 5	11,1	7,7	49	47
	Femmes	Dipl. 1	3,3	1,1	32	32
		Dipl. 2	3,3	2	44	40
		Dipl. 3	7,9	2,8	53	47
		Dipl. 4	11,2	3	56	62
		Dipl. 5	13,9	6,4	67	69

Source : Enquête emploi et CPS.

Le différentiel agrégé de taux de chômage entre les deux pays provient essentiellement d'une différence dans le taux de chômage des femmes et des actifs jeunes.

Dans le cas des hommes âgés de 25 à 49 ans, on note, en 1990, qu'à niveau d'éducation identique un travailleur français a la même probabilité d'être au chômage qu'un travailleur américain (on ne tient pas compte de la durée du chômage). Le taux de chômage des hommes de 25 à 49 ans de niveau d'éducation 4 est même sensiblement plus faible en France qu'aux États-Unis. La similarité des taux de chômage par niveau de diplôme est moins vraie dans le cas des femmes, pour lesquelles on note en effet un taux de chômage plus élevé en France,

à la fois pour les personnes diplômées (niveaux 1 et 3) et pour les personnes sans aucun diplôme.

Ces écarts peuvent cependant être liés aux conditions d'enregistrement du chômage et de déclaration des personnes en recherche d'emploi. La comparaison des taux d'emploi (part de la population ayant un emploi dans la population totale) des femmes âgées de 25 à 49 ans révèle là encore de grandes similarités par niveau de diplôme entre les deux pays (voir Lefranc [1995]).

Cette analyse doit cependant être qualifiée dans le cas des personnes de moins de 25 ans. Pour cette tranche d'âge, les écarts de taux de chômage entre les deux pays sont assez marqués, même à niveau de diplôme identique. On notera, par ailleurs, que c'est dans les segments les moins qualifiés de la population jeune que les écarts de taux de chômage sont les plus accentués.

Il demeure qu'une analyse désagrégée permet de tempérer l'idée d'un différentiel généralisé de taux de chômage entre les deux pays, même si le salaire minimum peut exercer des effets d'exclusion de l'emploi pour les personnes les moins employables, effets qu'il convient d'évaluer.

### **L'effet du salaire minimum sur les différences de distributions de salaire et de taux de chômage**

Le modèle simple de marché du travail contraint fait référence à une représentation où l'ensemble des personnes dont la productivité est inférieure au salaire minimum se retrouvent au chômage. Il est cependant possible de suggérer une analyse plus riche des effets du salaire minimum. Meyer et Wise [1983] mettent en avant trois effets possibles de l'instauration (ou du relèvement) du salaire minimum sur la population initialement payée au dessous de ce salaire. Une certaine fraction de cette population se maintient en dessous du salaire minimum, en vertu de clauses dérogatoires. L'instauration d'un salaire minimum conduit par ailleurs, en augmentant le seuil d'employabilité, à exclure de l'emploi un certain nombre de travailleurs de l'emploi. Enfin, une dernière partie de la population touchée voit son salaire augmenté au niveau du salaire minimum. À ces effets, on peut ajouter l'effet possible de diffusion sur les salaires des personnes rémunérées au dessus du minimum, effet nécessaire au maintien des hiérarchies salariales relatives.

L'ampleur des effets de diffusion et d'exclusion a fait l'objet d'évaluations économétriques. L'aspect central de ces évaluations consiste à déterminer la distribution de salaires qui aurait été observée en l'absence de salaire minimum. La plupart des études partent de l'hypothèse que la distribution non contrainte peut être approximée à partir d'une distribution paramétrée particulière (par exemple une distribution log-normale). La démarche consiste alors à estimer les paramètres de la distribution à partir de la queue supérieure de la distribution, sous l'hypothèse que cette queue de distribution n'est pas contrainte par les effets du salaire minimum. Cependant, les résultats obtenus sont en général assez peu robustes et sensibles à la fois à l'hypothèse de forme fonctionnelle retenue et à l'intervalle de salaires sur lequel les paramètres sont estimés (Dickens et al. [1994]).

À titre d'exercice, nous nous proposons ici d'évaluer directement ces effets sous l'hypothèse extrême que les marchés du travail français et américains ne diffèrent que par l'existence d'un salaire minimum relativement élevé en

France. Cette hypothèse revient à considérer qu'en l'absence de salaire minimum, *a)* le taux de chômage français serait le même que le taux de chômage américain, *b)* la distribution salariale observée aux États-Unis prévaudrait aussi en France. Toute différence de taux de chômage et de distribution salariale est alors imputée au salaire minimum.

Les distributions de salaires de la partie précédente représentaient la probabilité qu'un travailleur soit employé à un niveau de salaire donné, conditionnellement au fait de ne pas être au chômage. Pour mesurer les effets du salaire minimum en termes de chômage et de répartition des salaires, il est nécessaire de construire une distribution inconditionnelle de salaires et de taux de chômage. On inclut donc les chômeurs dans la population étudiée et on leur affecte un salaire nul. Nous construisons ensuite une distribution de salaires exprimées en multiples du salaire médian, où le salaire médian est calculé sur la base de l'ensemble de la population étudiée<sup>1</sup>. À la valeur 0 du salaire, la densité correspond au taux de chômage. Pour les autres valeurs du salaire, la densité mesure la probabilité inconditionnelle qu'un actif soit rémunéré à ce niveau de salaire.

La population étudiée est la somme de la population salariée à plein temps des secteurs marchands et non marchands et de la population au chômage<sup>2</sup>. Compte tenu des problèmes aigus de comparabilité inter-pays des taux de chômage féminin, on s'est restreint à la population masculine. On a construit dans les deux pays des distributions de chômage et de salaires pour l'ensemble de la population masculine et pour la sous-population des hommes âgés de 20 à 30 ans. Les graphiques 3a et 3b sont construits en retranchant la distribution américaine de la distribution de salaires française, pour l'année 1993 et permettent de lire les différences de répartition de la population active entre le chômage et les différentes tranches de salaire médian.

Ces graphiques permettent d'évaluer l'importance des effectifs non présents en France en dessous du salaire minimum, en prenant comme référence la distribution de salaires américaine. Dans le cas des hommes de 20 à 60 ans, on constate que les salariés non présents en dessous du salaire minimum (mais présents aux États-Unis) représentent une population de l'ordre de 11,8 % de l'effectif total. Ces effectifs manquants se retrouvent majoritairement dans les tranches de salaire supérieures au salaire minimum et non pas au chômage puisque le différentiel de taux de chômage est de l'ordre de 2,7 % (12,9 - 10,2). En effet, dans les tranches de salaire immédiatement supérieures au SMIC, on observe des effectifs plus importants en France qu'aux États-Unis. Dans le cas des hommes de 20 à 30 ans, les différences d'effectifs entre les deux distributions sont plus marquées. Désormais, les effectifs non présents en dessous du salaire minimum représentent 20,2% de la population prise en compte. Le différentiel de taux de chômage est plus élevé, de l'ordre de 6,1%. L'existence d'effets d'exclusions modérés surtout marqués chez les jeunes recoupe les résultats d'autres études (voir notamment Bazén-Martin [1991]).

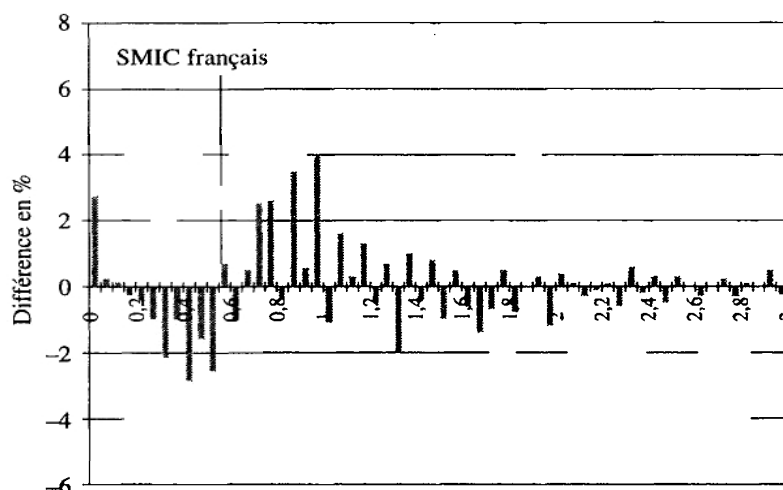
---

1. L'affectation d'un salaire nul aux chômeurs revient seulement à considérer que leur salaire de réembauche serait inférieur au salaire médian. Sous cette hypothèse, une baisse du salaire minimum, tout en modifiant l'emploi, ne modifierait donc pas notre salaire médian de référence, ce qui rend possible l'identification différentielle menée par la suite.

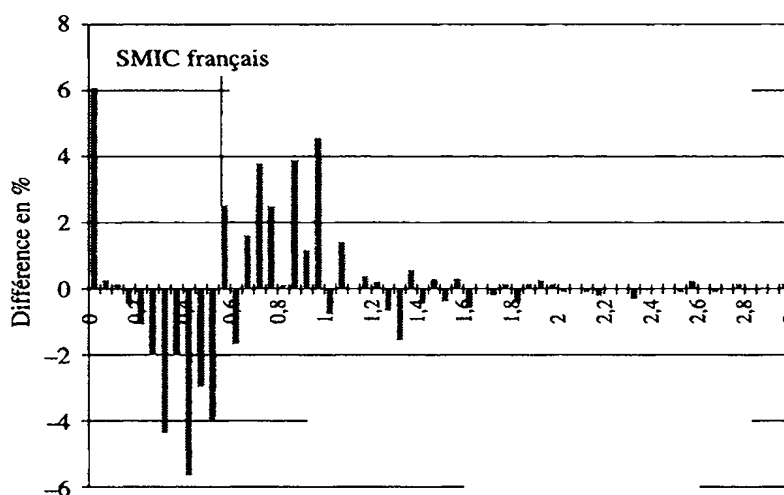
2. Cette restriction par rapport à la population active totale explique que les taux de chômeurs rapportés dans la suite soient plus élevés que les mesures habituelles.



Graphique 3a. Différences de distribution salariales et de taux de chômage : États-Unis et France, hommes, 1993.



Graphique 3b. Différences de distribution salariales et de taux de chômage : États-Unis et France, hommes de 20 à 30 ans, 1993.



Quels enseignements peut-on tirer de cette évaluation des effectifs absents en France en dessous du salaire minimum ? Il convient d'être prudent dans la mesure où la distribution américaine ne représente pas nécessairement la distribution qui serait observée en France en l'absence de salaire minimum. De ce fait, les résultats présentés ne peuvent être que suggestifs et doivent en conséquence être interprétés avec prudence.

En coupe, le salaire minimum semble exercer en France un effet assez important de resserrement vers le médian de la distribution des salaires. Concernant l'ensemble de la population masculine, les effets d'exclusion de l'emploi sont vraisemblablement modestes comme le suggère la simple comparaison des taux de chômage. Dans le cas des jeunes, le niveau du salaire minimum pourrait avoir des effets en termes de chômage non négligeables. Dans le cas des travailleurs les plus jeunes, on notera cependant qu'il existe un certain nombre de dispositifs permettant l'embauche à un salaire inférieur au salaire minimum. De ce fait, le caractère plus piqué de la distribution de salaires française pourrait

bien refléter, pour cette catégorie de travailleurs, une rigidité endogène des salaires. En outre, dans la comparaison en coupe, il serait nécessaire d'étudier les distributions de coût du travail et non pas les distributions de salaires, ce qui conduirait vraisemblablement à accentuer les écarts entre les deux distributions.

En longue période, les déplacements de la barrière du salaire minimum sont assez modiques : le SMIC dans la mesure où celui-ci passe de 0,5 salaire médian en 1970 à un peu moins de 0,6 en 1993. La lecture de la figure 2 révèle une baisse d'effectifs dans cette tranche de salaire entre 1970 et 1993 de l'ordre de 2 à 3 %, sans comparaison avec la montée du taux de chômage français en longue période. En outre, cette analyse ne permet pas de comprendre la diminution des effectifs présents au dessus de 1.5 salaire médian. Enfin, les graphiques 3a et 3b sembleraient impliquer des effets de reports importants, allant au-delà de 1,4 fois le salaire minimum. Il est donc vraisemblable que les différences de distribution des salaires et de l'emploi sont loin être imputables au seul salaire minimum et peuvent sans doute s'expliquer par d'autres phénomènes institutionnels qu'il serait nécessaire de prendre en compte.

## CONCLUSION

La comparaison des marchés du travail français et américain sur la période 1970-1993 permet avant tout de souligner les divergences d'évolution en matière d'emploi et de salaires.

Au niveau agrégé, la dispersion des salaires manifeste des tendances contraires. Les inégalités salariales diminuent en France, alors qu'elles augmentent aux États-Unis. Cette évolution traduit des déformations opposées de la distribution de salaires : on peut opposer la tendance américaine à un effacement des tranches de revenu intermédiaires au mouvement, observé en France, de réduction du poids des tranches de revenu supérieur au profit des tranches de revenu intermédiaire. En outre, dans la comparaison en coupe des différences de distribution de salaire, il semble nécessaire de prendre en compte la spécificité institutionnelle de chacun des pays. À cet égard, le salaire minimum français pourrait avoir un double effet de compression du bas de la distribution de salaire et d'exclusion de l'emploi, même si l'ordre de grandeur de chacun de ces effets est difficile à déterminer.

À côté de ces évolutions agrégées, il faut aussi noter l'évolution contraire des écarts de rémunération associés à l'éducation (baisse des écarts en France, augmentation aux États-Unis). L'explication de cette différence doit vraisemblablement prendre en compte le faible niveau initial de formation de la main-d'œuvre française souligné par la mise en équivalence des niveaux de diplôme adoptés dans cet article. La grande similarité des taux de chômage par niveau de diplôme entre les deux pays en fin de période incite en outre à considérer de manière plus fine l'idée d'une dualité entre les évolutions des salaires et des taux de chômage par qualification en France.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- BAYET ALAIN, CASES C. [1994], « Earnings Inequality in France: Evolution 1967-1991 From Panel Data », version préliminaire non publiée.
- BAZEN STEPHEN, MARTIN J. [1991], « L'incidence du salaire minimum sur les gains et l'emploi en France », *Revue économique de l'OCDE*, 16, printemps.
- DICKENS RICHARD, STEPHEN MACHIN et MANNING A. [1994], « The Effect of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from the UK », *NBER, Worker Paper*, n° 4742
- DI NARDO JOHN, FORTIN N., LEMIEUX T. [1995], « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: a Semiparametric Approach », *NBER, Working Paper*, n° 5093.
- GOUX DOMINIQUE, MAURIN E. [1995a], « Education, Expérience et Salaire: tendances récentes et évolutions de long terme » *Economie et prévision*, n° 116, p.155-178.
- GOUX DOMINIQUE, MAURIN E. [1995b], « Les transformations de la demande de travail par qualification en France », *Document de travail*, n° 9503, INSEE.
- KATZ LAWRENCE F., MURPHY K. M. [1992], « Changes In Relative Wages, 1963-1987: Supply And Demand Factors » *Quarterly Journal of Economics*, 107, p. 35-78.
- KRUGMAN PAUL R. [1994], « Past And Prospective Causes of High Unemployment », Jackson Hole Conference, août.
- LEFRANC ARNAUD [1995], « Comparaison des taux de chômage français et américains », note de la Direction de la Prévision, n° D4-95204.
- LEVY FRANCK, MURNANE R. J. [1992], « US Earnings Levels and Earnings Inequality: A Review of Recent Trends and Proposed Explanations », *Journal of Economic Literature*, 30, p.1333-1381.
- MEYER ROBERT, WISE D. [1983], « Discontinuous Distributions and Missing Persons: the Minimum Wage and Unemployed Youth », *Econometrica*, 61, p 1677-1698.

ANNEXE

Nomenclature de qualification

La prise en compte de la qualification dans une étude comparative pose un problème important de définition d'une nomenclature de qualification homogène pour les deux pays.

On peut schématiquement distinguer deux manières d'appréhender la notion de qualification : les enquêtes américaines enregistrent la qualification intrinsèque de l'individu, au travers du niveau d'éducation initial et de l'expérience professionnelle potentielle de l'individu. Elles ne prennent pas explicitement en compte la formation acquise en dehors du système scolaire de formation initiale ; les enquêtes françaises retiennent une définition sensiblement différente de la qualification, assise sur la nature du travail effectué et non pas sur la formation de l'individu. Cette mesure de la qualification est mise en œuvre dans la nomenclature des catégories socioprofessionnelles qui permettent de distinguer entre ouvriers et employés non qualifiés, ouvriers et employés qualifié, travailleurs de niveau de qualification intermédiaire (techniciens, agents de maîtrise), et travailleurs très qualifiés. Ces différents niveaux de qualification reflètent à la fois la

formation de l'individu (formation scolaire initiale et formation professionnelle), l'expérience acquise et une partie des compétences idiosyncratiques de l'individu<sup>1</sup>.

Le critère de mise en équivalence des niveaux de formation scolaire mis en œuvre dans la présente étude est celui adopté dans la plupart des exercices de ce genre. Son application peut faire cependant l'objet d'un certain nombre de critiques.

On soulignera tout d'abord qu'il n'est pas fait, dans notre nomenclature, de distinction du type d'enseignement suivi. Les diplômés de l'enseignement technique ne sont pas distingués de ceux de l'enseignement général, alors que leur intégration au marché du travail est meilleure dans les deux pays. Compte tenu de la précision de nos données d'éducation américaines, il ne nous était pas possible d'adopter une nomenclature plus précise. On notera cependant que des études basées sur d'autres données confirment le résultat selon lequel à niveau d'enseignement identique, les hommes français ne sont pas plus au chômage que leurs homologues américains.

Dans le cadre d'une analyse de l'éducation fondée sur un modèle de *signalling*, on pourrait aussi objecter que seul le niveau d'éducation relatif (par rapport à la moyenne du pays) détermine les conditions d'intégration au marché du travail. En outre, on peut aussi souligner que l'organisation de diplômes nationaux vraisemblablement plus sélectifs en France qu'aux États-Unis magnifie les écarts de formation observés.

Afin de tester la sensibilité des résultats sur la similarité des taux de chômage aux critiques précédentes, nous proposons ici une variante de la nomenclature utilisée dans le reste du texte. Elle consiste en France, à réagréger les niveaux 1 et 2 et, aux États-Unis, à réagréger les niveaux 4 et 5. Comparativement aux États-Unis, on élève donc le niveau d'éducation français. Les résultats sont donnés dans le tableau qui suit.

Taux de chômage et de non-emploi par catégorie de main-d'œuvre  
en 1990 – nomenclature alternative.

(en %)

			Taux de chômage		Taux de non-emploi	
			France	États-Unis	France	États-Unis
25-49 ans	Hommes	niveau 1	2,6	2,4	5,7	5,1
		niveau 2	4,7	3,7	6,9	8,8
		niveau 3	5,4	5,9	6,5	11,5
		niveau 4	10,8	10,8	14,7	24,8
	Femmes	niveau 1	4,6	2,2	18	18,2
		niveau 2	6,8	4,1	23,4	25
		niveau 3	10,9	4,6	29,2	29,4
		niveau 4	16,7	10,4	48,1	53,8

Source : Enquête emploi et CPS.

1. On notera que cette nomenclature ne relève pas d'un simple construit statistique mais fait référence, dans les secteurs marchands, à des distinctions effectivement mises en œuvre par les agents économiques (au moment, par exemple, des négociations collectives sur les grilles salariales ou de l'adhésion des individus aux régimes de retraite complémentaire). Elles reflètent donc le fonctionnement institutionnel du marché du travail français, et s'avèrent de ce fait difficiles à étendre à un autre pays dans le cadre d'une comparaison internationale.

## Équation de gains

Nous estimons une équation de gain standard en régressant le logarithme du salaire individuel annuel sur des variables indicatrices des caractéristiques de l'individu. Les caractéristiques prises en compte sont l'âge, le sexe et le niveau d'éducation.

L'équation estimée est de la forme :

$$w_i = \alpha + \sum_s \beta_s \cdot I_{i \in s} + \sum_a \gamma_a \cdot I_{i \in a} + \sum_d \delta_d \cdot I_{i \in d} + \varepsilon_i$$

L'indice  $i$  désigne l'individu ; les indices  $s, a, d$  représentent respectivement les différentes classes de sexe, d'âge et de niveau de diplôme.  $I_{i \in C}$  est une variable indicatrice valant 1 si l'individu  $i$  appartient la classe  $C$  et 0 sinon.

Estimée par les moindres carrés ordinaires, cette équation est avant tout descriptive dans la mesure où elle permet de reconstituer les salaires moyens de chaque catégorie de travailleurs, sous l'hypothèse d'une indépendance des effets salariaux du sexe, de l'âge et du diplôme. Afin de prendre en compte les déformations au cours du temps des différentiels de salaire, les indicatrices de caractéristiques individuelles sont croisées avec des indicatrices temporelles. En notant  $i$  l'indice de l'individu et  $t$  l'indice de la date à laquelle l'individu est observé, l'équation estimée s'écrit alors :

$$w_{i,t} = \alpha_t + \sum_s \beta_{s,t} \cdot I_{i \in s} + \sum_a \gamma_{a,t} \cdot I_{i \in a} + \sum_d \delta_{d,t} \cdot I_{i \in d} + \varepsilon_{i,t}$$

Les effets de l'âge, du sexe et du diplôme sur le salaire varient désormais en fonction de la date et on peut mesurer ainsi les déformations des hiérarchies de salaire.

Les tableaux et graphiques des primes de salaire liées à l'âge et au sexe sont issus de cette estimation. Compte tenu de la forme logarithmique de l'équation estimée, l'exponentielle des coefficients estimés pour chaque classe de diplôme et d'âge représente le salaire relatif moyen des différentes classes de diplôme par rapport la classe de référence.

## Lissage de la distribution de salaire

Les distributions de salaire présentées dans l'article sont des lissages de la distribution effective des salaires. Afin de comparer les distributions au cours du temps, on normalise les salaires enregistrés par le salaire médian de l'année considérée. Le salaire étant enregistré de manière continue, dans chacune des enquêtes, on découpe ensuite l'intervalle des salaires en tranches de salaire médian. La valeur du pas est fixée à 0.05. Afin d'améliorer la lisibilité de la courbe, on procède ensuite à un lissage de la distribution observée en appliquant un lissage de type moyenne mobile. La moyenne mobile est centrée sur la tranche de salaire considérée et prend en compte les deux cellules suivantes et les deux précédentes. Les coefficients appliqués correspondent à un lissage sinusoïdal. En notant  $e_c$  l'effectif observé de la cellule  $c$ , la valeur lissée de l'effectif de la cellule est :

$$\hat{e}_c = (0.1)e_{c-2} + (0.25)e_{c-1} + (0.3)e_c + (0.25)e_{c+1} + (0.1)e_{c+2}$$

Enfin, pour ne pas perdre le pic de la distribution salariale associé au seuil du salaire minimum, le lissage n'est effectué qu'au-delà de ce seuil.