

**EVOLUTIONS DES MARCHES DU TRAVAIL
FRANÇAIS ET AMÉRICAIN
ENTRE 1970 ET 1993**

Arnaud LEFRANC

**Document de travail
N° 96-3**

**EVOLUTIONS DES MARCHES DU TRAVAIL
FRANÇAIS ET AMERICAIN
ENTRE 1970 ET 1993**

Arnaud LEFRANC

DOCUMENT DE TRAVAIL

N° 96-3

**Ce document de travail n'engage que son auteur. L'objet de cette diffusion
est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.**

**MINISTERE
DE L'ECONOMIE ET DES FINANCES
DIRECTION DE LA PREVISION
139, rue de Bercy - Bâtiment VAUBAN
75572 PARIS CEDEX 12**

Cette étude a été présentée par son auteur au colloque Insee-Dares sur les comparaisons internationales de salaires, qui s'est tenu à Paris les 1er et 2 février 1996. Elle s'appuie sur des travaux préalables réalisés en collaboration avec Olivier Vigneron.

SOMMAIRE

INTRODUCTION

I - LES DONNEES UTILISEES

I.1 - Les enquêtes Formation et qualification professionnelle

I.2 - Les enquêtes *Current Population Survey*

I.3 - Champ de l'étude et variables utilisées

II - EVOLUTION DES DISPERSIONS SALARIALES AU NIVEAU AGREGÉ

II.1 - Indicateurs scalaires d'inégalités globales

II.2 - Les déformations de la courbe de distribution des salaires

III - EVOLUTION DES INEGALITES DE SALAIRE ENTRE GROUPES DE TRAVAILLEURS

III.1 - Inégalités entre niveaux d'éducation

III.2 - Inégalités entre groupes d'âge

IV - SALAIRES RELATIFS ET CHOMAGE

IV.1 - Le rôle possible du salaire minimum dans les différences de distribution de salaire et de taux de chômage

IV.2 - La similarité des taux de chômage par niveau de qualification

CONCLUSION

ANNEXE 1 : EQUATIONS DE GAINS

ANNEXE 2 : LISSAGE DE LA DISTRIBUTION DE SALAIRE

BIBLIOGRAPHIE

RESUME

A partir de données individuelles comparables, cet article se propose d'apporter quelques éléments empiriques d'analyse des évolutions des marchés du travail français et américain au cours de la période 1970-1993. Ces évolutions sont analysées au niveau agrégé et au niveau désagrégé des différents segments du marché du travail. Nous tentons ici de définir différents niveaux de qualification de manière homogène dans les deux pays.

En longue période, les inégalités salariales diminuent en France alors qu'elles augmentent aux Etats-Unis. Cette évolution traduit des déformations opposées de la courbe de distribution des salaires de chacun de ces pays. A cet égard, il convient d'opposer la tendance américaine à un effacement des classes de revenu intermédiaire au mouvement observé en France de réduction du poids des tranches de revenu supérieur au profit des tranches de revenu immédiatement inférieures au médian. On observe par ailleurs aux Etats-Unis et en France une diminution des salaires relatifs des personnes les plus jeunes, alors que le rendement de l'éducation connaît des évolutions divergentes: augmentation des écarts de salaires entre diplômés et non diplômés aux Etats-Unis, diminution en France.

La mise en relation de ces évolutions salariales avec les évolutions du chômage dans chacun des pays pose cependant problème. Il apparaît que les évolutions salariales françaises ne sont pas totalement explicables par la montée du taux de chômage des travailleurs non qualifiés. A l'inverse, à la fin de la période, les différences de taux de chômage par type de qualification entre les deux pays s'avèrent particulièrement faibles.

INTRODUCTION

Les marchés du travail français et américain ont connu au cours des deux dernières décennies des évolutions fort contrastées. Aux Etats-Unis, le phénomène majeur, abondamment documenté dans la littérature, a été l'augmentation, sans précédent historique, des disparités de rémunération du travail. Cette augmentation a eu lieu à la fois entre catégories de travailleurs, repérées par le diplôme, le sexe et l'âge, et au sein de chaque catégorie. Une telle évolution n'a pas été observée en France et bon nombre d'études concluent, pour ce dernier pays, à une réduction des inégalités salariales, au moins jusqu'au milieu des années 1980. En revanche, la France a connu dans le même temps une augmentation importante du chômage qui a surtout touché les personnes les moins qualifiées, phénomène qui n'apparaît pas aux Etats-Unis.

La prise en compte de cette double divergence a conduit certains auteurs à soutenir que les évolutions des inégalités salariales et du chômage en France pouvaient trouver une explication commune dans les rigidités du marché du travail, et en particulier dans l'existence d'un salaire minimum relativement élevé. Ces rigidités auraient entravé la tendance concurrentielle à la baisse du salaire relatif des travailleurs les moins qualifiés, le maintien de leurs salaires relatifs se soldant par une augmentation de leur taux de chômage.

L'intérêt de cette analyse est de souligner que, compte tenu de tendances divergentes en matière d'emploi, une étude comparée des évolutions salariales se doit de prendre en compte la dynamique différente des taux de chômage et de l'intégrer à la mesure des écarts de salaire entre des catégories de travailleurs différemment touchées par le risque de chômage.

Mais il importe aussi, à côté des évolutions temporelles, de prendre en compte les différences en coupe dans l'accès à l'emploi des différentes catégories de travailleurs. De ce point de vue, on note dans les deux pays une grande similarité des taux de chômage par niveau de qualification qui conduirait à modérer le rôle explicatif des facteurs institutionnels français dans la compréhension des différentiels de chômage agrégés.

Cet article se propose d'apporter quelques éléments de comparaison des évolutions du marché du travail dans chacun des pays en articulant évolution des salaires et évolution du chômage. La section I présente les données utilisées. Les sections II et III examinent les

principales tendances de l'évolution des hiérarchies de salaires, à partir de données comparables pour les deux pays. Enfin, la section IV documente l'évolution des taux de chômage par type de main d'oeuvre et tente de cerner les rapports entre les évolutions des salaires et la montée du chômage.

I - LES DONNEES UTILISEES

Les résultats de cette étude sont basés sur deux enquêtes auprès des ménages de nature comparable, réalisées dans chacun des deux pays: les enquêtes Formation et qualification professionnelle (FQP) pour la France et les enquêtes *Current Population Survey* (CPS) pour les Etats-Unis.

I.1 - Les enquêtes 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.

Pour chaque individu présent dans l'enquête, on dispose notamment d'informations détaillées sur le niveau d'éducation atteint. On connaît par ailleurs le montant des salaires perçus au cours de l'année précédent 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, par rapport aux enquêtes Emploi réalisées annuellement par l'INSEE, de fournir des données de salaires sur longue période. L'avantage par rapport aux déclarations annuelles de salaires (DAS) 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 employées¹.

En ce qui concerne la période étudiée, il aurait été particulièrement intéressant de disposer de données sur le milieu des années 1960. Notre

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'information sur les personnes au chômage.

première observation, 1970, inclut déjà l'important relèvement (+30%) du salaire minimum acquis en 1968 dans le cadre des accords de Grenelle.

I.2 - Les enquêtes *Current Population Survey*

Les enquêtes CPS ont été réalisées par le *Bureau of the Census* du *Department of Commerce* à partir de 1964 et sur une base mensuelle. Chaque enquête contient en moyenne 150 000 observations individuelles, ce qui représente un taux de sondage sensiblement identique à celui de l'enquête FQP.

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 écoulée. De ce fait, les *March Demographic Files* ont été souvent retenus dans l'étude des inégalités salariales aux Etats-Unis. Comme pour les enquêtes FQP, on dispose pour chaque individu des variables de diplôme, d'âge ainsi que du revenu salarial perçu au cours de l'année précédant l'enquête.

I.3 - Champ de l'étude et variables utilisées

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 Etats-Unis, il s'agit de l'ensemble des revenus salariaux annuels perçus, avant déductions. 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 : compte tenu de la linéarité des cotisations à la charge du salarié, les salaires nets relatifs sont en effet très proches des salaires bruts relatifs.

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 salariée 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 oeuvre au cours de l'année par les personnes ne travaillant pas à temps plein/année pleine.

Parmi les déterminants du salaire, les variables d'âge, de sexe et de qualification retiendront ici notre attention. La prise en compte de la qualification dans une étude comparative pose cependant 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 initiale et de l'expérience professionnelle potentielle de l'individu ; elles ne prennent pas explicitement en compte la formation et l'expérience professionnelle acquises 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 oeuvre dans la nomenclature des catégories socioprofessionnelles qui permettent de distinguer entre ouvriers et employés non-qualifiés, ouvriers et employés qualifiés, 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.

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 oeuvre 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). Reflétant le fonctionnement institutionnel du marché du travail français, elles s'avèrent difficiles à étendre à un autre pays dans le cadre d'une comparaison internationale².

De ce fait, le point de vue adopté ici consistera à retenir comme indicateur de la qualification, le niveau de formation scolaire initial des individus.

² Ce dernier point ressort clairement de la comparaison des nomenclatures de professions de chacun des pays : alors que la nomenclature française distingue explicitement les différents niveaux de qualification, les nomenclatures américaines n'intègrent pas cette dimension à la définition de la profession ("occupation").

Cependant, 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 scolaires mis en oeuvre dans la présente étude 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.

Cinq niveaux d'éducation ont été définis à l'aide du nombre d'années d'études et/ou du niveau de diplôme obtenu:

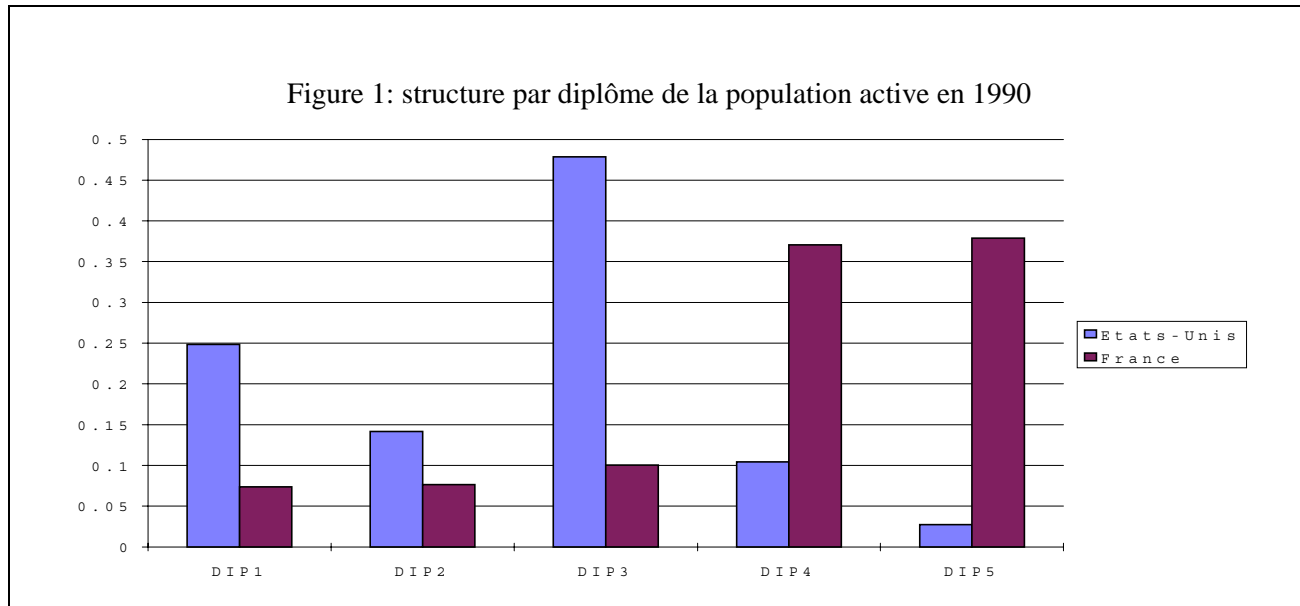
- le niveau 1 correspond aux personnes ayant au moins une licence ou un *Bachelor's degree*.
- le niveau 2 correspond aux personnes ayant suivi au plus deux années d'enseignement au-delà de l'enseignement secondaire;
- le niveau 3 correspond aux personnes ayant le baccalauréat ou ayant terminé la *High 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 la *High School* dans le cas des Etats-Unis;

- le niveau 5 correspond aux personnes sans diplôme ou n'ayant pas terminé le cycle d'enseignement secondaire inférieur.

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.

La figure 1 montre la structure par niveau d'éducation de la population active en France et aux Etats-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 Etats-Unis, seuls 2,7 % de la population sont enregistrés dans la catégorie des personnes sans aucun diplôme et 86% de la population a atteint au moins le niveau 3.



Source: Enquête Emploi ; *Current Population Survey*

Note:-DIP1= licence, *Bachelor's degree* ou diplôme de niveau supérieur;

-DIP2= deux années d'études supérieures validées;

-DIP3= diplôme de fin d'étude secondaire (baccalauréat ou fin de *High School* validée);

-DIP4= diplôme de premier cycle secondaire ou cycle secondaire non terminé;

-DIP5= aucun diplôme.

Il est vraisemblable qu'une partie des écarts de formation 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. Par ailleurs, un problème de mise en équivalence au cours du temps se pose vraisemblablement³. 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.

II - EVOLUTION DES DISPERSIONS SALARIALES AU NIVEAU AGREGÉ

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 Etats-Unis. En outre ces tendances ont en partie accentué les différences existant en début de période dans la distribution des revenus salariaux.

II.1 - Indicateurs scalaires d'inégalités globales

Le tableau 1 présente différentes mesures scalaires d'inégalité en France et aux Etats-Unis, sur la période 1970-1993. Ces mesures mettent en évidence des évolutions contrastées de la distribution salariale dans les deux pays.

Les indicateurs les plus agrégés révèlent aux Etats-Unis, une augmentation de la dispersion des salaires déjà abondamment notée dans la littérature (voir notamment Levy & Murnane (1992)). Cette augmentation est surtout patente à partir de la fin des années 1970: 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

		1970	1977	1985	1993
Theil	<i>France</i>	0,183	0,146	0,117	0,138
	<i>USA</i>	0,137	0,137	0,164	0,166
D9/D1	<i>France</i>	3,358	2,895	2,647	2,827
	<i>USA</i>	3,595	3,693	4,236	4,458
D5/D1	<i>France</i>	1,631	1,590	1,503	1,569
	<i>USA</i>	1,958	1,985	2,129	2,167
D9/D5	<i>France</i>	2,059	1,821	1,762	1,802
	<i>USA</i>	1,836	1,861	1,990	2,058

Note: Di désigne le revenu du ième décile.

$$\text{La mesure de Theil s'écrit: } \text{Theil} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \frac{y_i}{\bar{y}} \log\left(\frac{y_i}{\bar{y}}\right),$$

où y_i désigne le revenu de l'individu i et \bar{y} désigne le revenu moyen des n individus.

14%.

³ Ainsi la catégorie 5 mêle, en France, les personnes sans diplôme et celles diplômées du certificat d'études primaires, ancien certificat d'entrée en classe de sixième.

Dans le cas de la France, on note au contraire une tendance à la réduction des inégalités globales de rémunération. 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 70-77 et 77-85). 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 à jour par Bayet & Cases (1995) sur données annuelles, de baisse à un rythme décroissant des inégalités de rémunération en France. Cependant, évaluée sur l'ensemble de la période 1970-1993, la tendance salariale française est caractérisée par une réduction des inégalités globales de rémunération, en net contraste avec la forte progression de la dispersion des salaires observée aux Etats-Unis, à partir de la fin des années 1970.

Une mise en perspective complète des évolutions salariales dans les deux pays nécessite cependant 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 semble indiquer un niveau d'inégalité plus fort en France qu'aux Etats-Unis en début de période, indication qui n'est pas corroborée par le rapport interdécile. Cet écart entre la mesure de Theil et le ratio interdécile provient peut-être du fait que la première mesure pondère plus fortement les revenus les plus élevés, plus éloignés du médian en France qu'aux Etats-Unis en débute de période. On retrouve ici l'incomplétude de classement associée à l'emploi d'indicateurs scalaires d'inégalité, censés résumer en un seul paramètre l'ensemble de la distribution de salaire.

II.2 - Les déformations de la courbe de distribution des salaires

Pour surmonter cette difficulté, on peut tenter de comparer directement les distributions de salaires de chacun des pays. La courbe de distribution donne une représentation plus riche (et moins synthétique) des modalités de distribution des salaires à l'oeuvre dans chaque pays. Les courbes de la figure 2 représentent un lissage de la distribution des salaires annuels, rapportés au salaire médian de l'année considérée (la méthode de lissage est présentée dans l'annexe 2).

La normalisation de l'ensemble des salaires par le salaire médian du pays et de l'année considérés permet d'offrir une représentation graphique de la dispersion des salaires qui est invariante à toute transformation homothétique de la distribution. Il s'agit donc bien d'une représentation de la dispersion des salaires relatifs. Ceci nous permet de visualiser les évolutions des inégalités au cours du temps, nettes de la croissance agrégée des salaires, ou de comparer les distributions de salaire d'un pays à l'autre sans procéder à des conversions d'unités monétaires.

Les courbes 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.

On notera que la valeur du salaire minimum français de 1970 est d'environ 0,5 fois le salaire médian. Ceci peut expliquer la forme piquée de la distribution de salaires française à ce niveau de salaire⁴ et permet de rendre compte de la différence d'effectifs entre les deux pays dans les tranches de salaire inférieures à 0.5 médian. A la lecture des courbes de la figure 2, il semble vraisemblable que le salaire minimum ait un effet de compression vers le haut des rémunérations les plus faibles.

En même temps, la distribution française semble comporter 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 ratio interdéciles du tableau 1, 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 profils de distribution des deux pays.

La plus grande concentration des salaires autour des tranches médianes qui caractérisait la

⁴ La présence de personnes en dessous du salaire minimum en France est vraisemblablement imputable d'une part à des erreurs d'enregistrement du salaire, d'autre part à l'existence de statuts dérogatoires et de conventions collectives propres à certaines branches d'activités et qui régissent notamment la durée du travail.

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 Etats-Unis qu'en France. La distribution de salaire 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 Etats-Unis.

Figure 2-a : distributions de salaires française et américaine, 1970

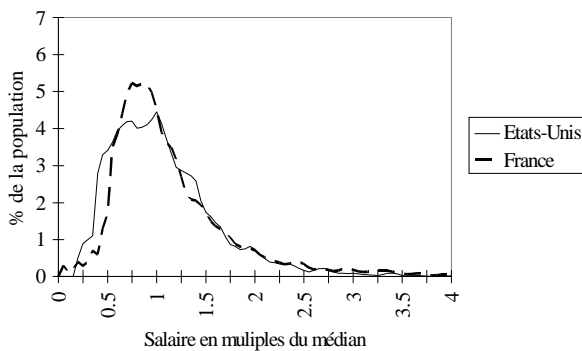


Figure 2-b : distributions de salaires française et américaine, 1993

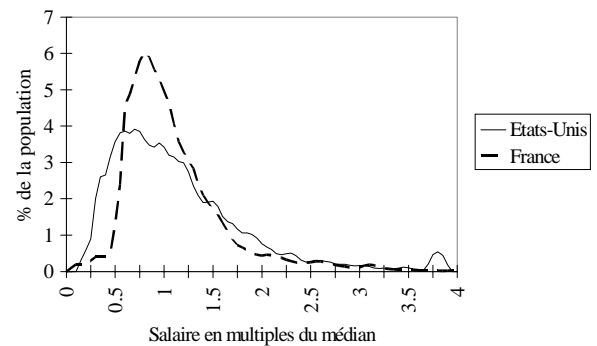


Figure 3-a : évolution des distributions de salaires américaines, 1970-1993.

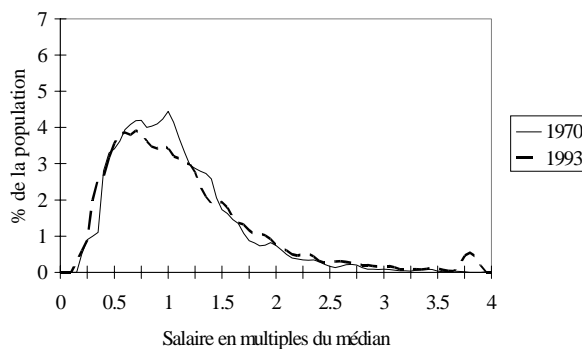
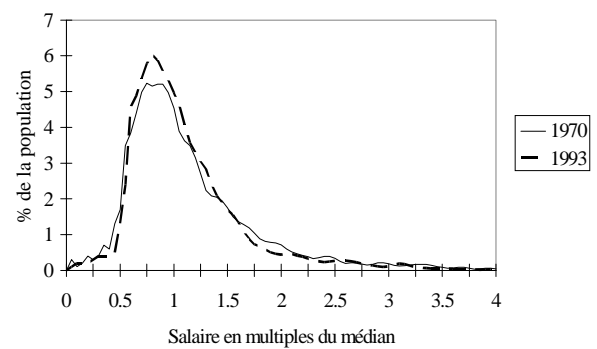


Figure 3-b : évolution des distributions de salaires françaises, 1970-1993.



On notera par ailleurs que l'évolution 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 des figures 3 et 4, qui précisent l'analyse de

l'évolution des inégalités établie à l'aide des indicateurs scalaires. 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 à 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 autour des tranches de revenus intermédiaires, comprises entre 0,6 et 1,5 fois le revenu médian⁵. 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 élevés. On notera 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 semble aussi liée à une réduction des inégalités dans la seconde moitié de la distribution des salaires.

A l'inverse, l'augmentation des inégalités de salaires aux Etats-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 du poids 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 Etats-Unis, on observait une augmentation des inégalités salariales et une polarisation de la distribution des salaires entre des tranches de salaires élevées et des tranches pauvres au salaire réel en déclin, phénomène souvent désigné par l'expression "*shrinking middle class*". A l'inverse, la distribution de salaires française 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.

Figure 4-a: déformation de la distribution de salaires en France entre 1970 et 1993

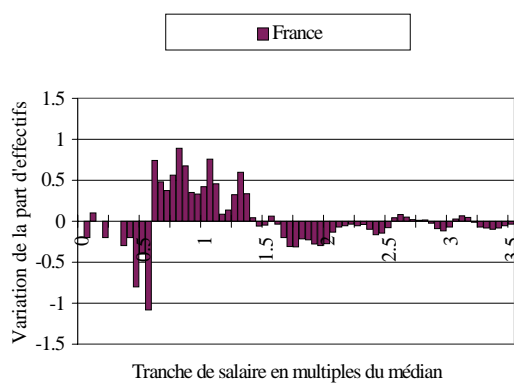
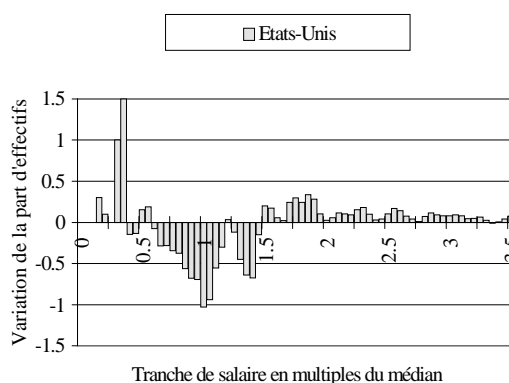


Figure 4-b: déformation de la distribution de salaires aux Etats-Unis entre 1970 et 1993



Note: La figure 4 est obtenue en soustrayant pour chacun des deux pays la distribution de salaires de 1970 de la distribution de salaires de 1993. Elle permet de mettre en évidence les tranches de salaire médian dont l'effectif a diminué ou augmenté au cours de la période.

Lecture: entre 1970 et 1993, le gain en part d'effectifs de la tranche de salaire t est de x points de population salariée.

⁵ Ces tranches de salaire apparaissent intermédiaires si on les évalue au regard de la distribution de salaires américaine. Au sein de la distribution française, et en l'absence d'effectifs dans les très bas salaires, elles correspondent plutôt au bas de la distribution.

III - EVOLUTIONS DES INEGALITES DE SALAIRE ENTRE GROUPES DE TRAVAILLEURS

Les évolutions décrites dans la partie précédente 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 dans l'encadré 1.

III.1 - Inégalités entre niveaux d'éducation

En début de période, les écarts de rémunération associés au diplôme sont similaires, bien qu'un peu plus accentués en France (tableau 2). 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 Etats-Unis.

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

Encadré 1: l'équation estimée

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 de l'individu prises en compte sont l'âge, le sexe et le niveau d'éducation.

L'équation estimée est de la forme :

$$w_i = \alpha + \sum_s \beta_s \cdot I_{ies} + \sum_a \gamma_a \cdot I_{iea} + \sum_d \delta_d \cdot I_{ied} + \varepsilon_i$$

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_{ieC} est une variable indicatrice valant 1 si l'individu i appartient à 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:

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

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 de chaque classe de diplôme et d'âge représente le salaire relatif des différentes classes de diplôme par rapport à la classe de référence.

Les résultats complets de l'estimation sont présentés dans le tableau 1 de l'annexe.

Au cours de la période étudiée, 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 : 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 rapporté 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 Baccalauréat voient cependant leurs salaires progresser par rapport à ceux des bacheliers.

Aux Etats-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. A l'inverse, les diplômés de niveau 4 voient leurs salaires se rapprocher de ceux des personnes très peu formées.

Tableau 2 : évolution des différentiels de salaire liés au diplôme					
		1970	1977	1985	1993
Dip 1	<i>France</i>	2,69	2,34	2,13	2,20
	<i>USA</i>	2,16	2,08	2,26	2,57
Dip 2	<i>France</i>	1,93	1,70	1,63	1,69
	<i>USA</i>	1,76	1,71	1,78	1,86
Dip 3	<i>France</i>	1,83	1,64	1,53	1,51
	<i>USA</i>	1,54	1,53	1,57	1,58
Dip 4	<i>France</i>	1,39	1,31	1,26	1,25
	<i>USA</i>	1,27	1,25	1,23	1,21
Dip 5	<i>France</i>	1	1	1	1
	<i>USA</i>	1	1	1	1

III.2 - Inégalités entre groupes d'âge

Les évolutions constatées des différentiels de salaire liés au diplôme semblent indiquer des mouvements divergents de la valorisation de la qualification dans les deux pays. Cependant, l'étude des différentiels de salaire associés à l'âge, et de manière sous-jacente, à l'expérience professionnelle, ne confirme pas cette analyse.

L'évolution des salaires relatifs est donnée dans la figure 5. On constate dans les deux pays une accentuation des hiérarchies salariales associées à l'âge, toutefois moins marquée en France qu'aux Etats-Unis. La pente de la courbe de revenus en fonction de l'âge augmente: par rapport aux personnes âgées de 55 à 59 ans, les tranches d'âge les plus jeunes semblent voir leur situation se détériorer dans les deux pays.

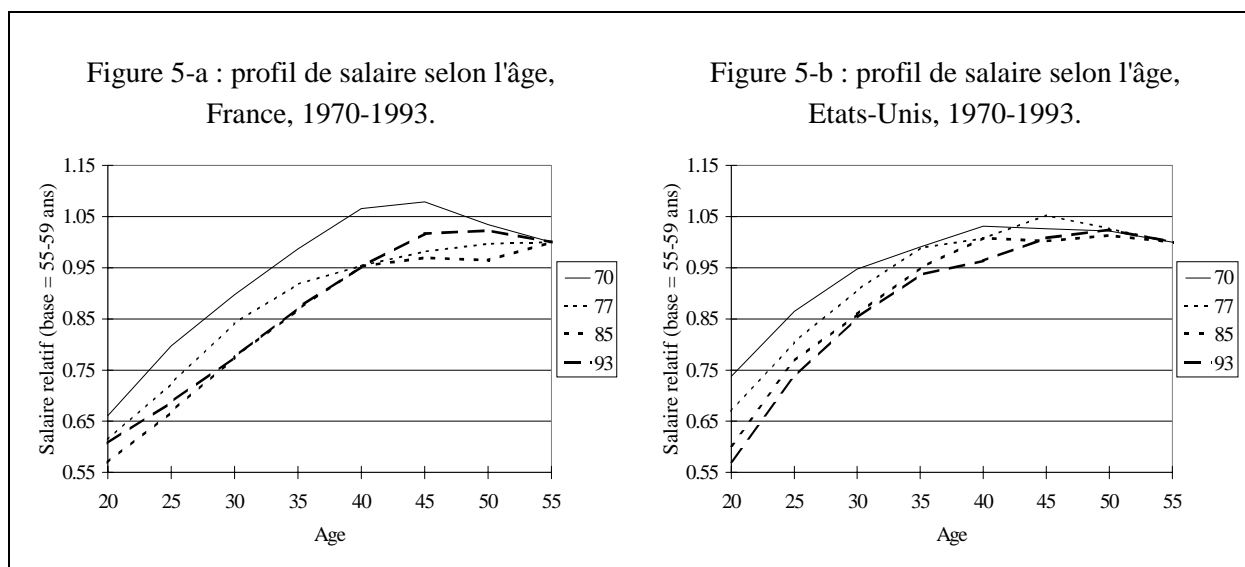
Il est cependant nécessaire d'analyser avec prudence l'évolution constatée dans le cas français. Comme dans le cas de la prime au diplôme, la baisse de la position relative des personnes les plus jeunes semble s'annuler entre 1985 et 1993.

En outre, l'importante différence de profil entre la courbe de 1970 et celle des trois dates ultérieures est difficile à interpréter. On peut souligner que les personnes âgées de 50 à 60 ans en 1970 sont entrées sur le marché du travail avant la période de forte croissance de l'après-guerre, et ont donc pu connaître des trajectoires salariales différentes de celles des générations suivantes. Ceci pourrait en particulier expliquer la bosse de la courbe de 1970 au niveau de la tranche d'âge des 45-50 ans. Le profil irrégulier de la courbe de 1970 explique sûrement une partie de la baisse des salaires relatifs de l'ensemble des tranches d'âges de moins de 45 ans.

On retiendra donc une possible tendance à la hausse des différentiels de salaires liés à l'âge même si les résultats ne semblent pas particulièrement tranchés.

Dans le cas américain, l'accentuation des écarts de

rémunération associés à l'âge est en général interprétée dans le même sens que l'augmentation de la prime à l'éducation: celui d'une valorisation croissante de la qualification, que cette qualification soit due à la formation scolaire initiale ou à l'expérience professionnelle.



Cette analyse est cependant moins soutenable dans le cas français compte tenu de la baisse des écarts de rémunération associés à la formation scolaire. On notera que l'analyse des déterminants du salaire retenue conduit à imposer un schéma fixe des écarts de rémunération associés au diplôme, et ce quel que soit l'âge. Dès lors qu'on autorise les profils de salaire selon l'âge à varier selon le niveau de diplôme, on observe deux phénomènes importants. D'une part le profil de salaire des personnes les plus diplômées semble plus pentu que celui des personnes sans diplômes⁶. Ce phénomène joint au fait que les personnes les plus jeunes sont aussi plus diplômées explique une partie de la baisse des salaires relatifs des personnes les plus jeunes. On notera toutefois que la prise en compte de cet effet ne suffit pas à expliquer l'ensemble de la baisse observée des salaires relatifs des personnes les plus jeunes.

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 Etats-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 diplômés et d'une augmentation aux Etats-Unis, alors que dans les deux pays on observerait plutôt une baisse de la position salariale relative des personnes les plus jeunes. Cette comparaison reste cependant partielle, dans la mesure où les deux pays ont connu des évolutions fort dissemblables en termes de taux de chômage. Il semble nécessaire de tenir compte de cet aspect fondamental du fonctionnement du marché du travail et de le relier à l'analyse des évolutions salariales.

IV - SALAIRES RELATIFS ET CHOMAGE

Parallèlement aux évolutions salariales opposées notées dans la partie précédente, les deux pays ont connu des mouvements divergents du taux de chômage. Celui-ci a augmenté en longue période en France alors qu'il est resté globalement stable

⁶ Bayet-Cases (1994) relie ce phénomène à la contrainte du SMIC sur les salaires d'embauche des personnes les moins diplômées.

aux Etats-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 semblerait à première vue possible d'associer ces deux phénomènes et de mettre en cause le rôle des rigidités institutionnelles françaises dans l'évolution du marché du travail. De ce fait, on peut être amené à réévaluer l'évolution des primes associées à l'âge et au diplôme au regard de cette montée du chômage et sous l'hypothèse d'un marché du travail contraint par des rigidités salariales.

Jusqu'à la fin des années 1980, le taux de chômage des personnes diplômées est resté relativement stable en France alors que celui des personnes les moins qualifiées augmentait fortement. Cette spécificité de la montée du taux de chômage des non-qualifiés laisse à penser que l'offre excédentaire de ces groupes de travailleurs aurait conduit mécaniquement à l'exclusion d'une partie d'entre eux de l'emploi, parce que leurs salaires ne se seraient pas ajustés pour résorber ce déséquilibre. 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'oeuvre mais le jeu contraignant des institutions du marché du travail⁷. Plus généralement, la moindre dispersion des salaires français en fin de période serait le pendant d'un taux de chômage particulièrement élevé.

Une manière de prendre en compte ce phénomène consisterait à mettre en oeuvre une procédure d'estimation de type Tobit, afin de tenir compte du biais de sélectivité associé au chômage⁸. Ce type d'analyse a été menée par un certain nombre d'auteurs dans le cas du marché du travail français (voir notamment Goux & Maurin (1995)). Ces

⁷ Cette thèse est notamment défendue dans Krugman (1994).

⁸ L'idée est qu'en présence d'un seuil contraignant le niveau des salaires, la valeur moyenne (dans l'échantillon des salaires observés) du résidu idiosyncratique est strictement positive (les valeurs les plus faibles de ce résidu centré et de moyenne nulle ne sont pas observées car elles correspondent à des individus au chômage). Sous l'hypothèse que les salariés au chômage ont une productivité inférieure à un seuil de salaire, cette moyenne est par ailleurs d'autant plus forte que le taux de chômage de la catégorie considérée est élevé. De ce fait, l'estimation des écarts de rémunération par les MCO est biaisée vers le bas. La procédure Tobit consiste à corriger ce biais.

auteurs montrent que la diminution de la prime au diplôme observée en longue période dans le cas français est robuste à la prise en compte du biais de sélectivité associé au chômage. Ils montrent par ailleurs que l'évolution des salaires relatifs des personnes les plus diplômées est cohérente avec l'augmentation de l'offre de travail qualifié en France au cours de la période la plus récente. Ces analyses semblent renforcées par le constat établi dans la partie précédente d'une prime à l'éducation plus forte en France qu'aux Etats-Unis en début de période et souligne la possibilité d'un rattrapage français en matière d'éducation.

L'ajustement d'un modèle Tobit aux données de salaire et d'emploi françaises ne contredit pas l'idée d'une tendance à la baisse des inégalités de rémunération par niveau de diplôme qui ne soit pas entièrement liée aux rigidités du marché du travail. On notera cependant que ce modèle ne suffit vraisemblablement pas à prendre en compte l'ensemble des effets des rigidités institutionnelles (et en particulier du salaire minimum) sur la hiérarchie des salaires.

La partie suivante essaie d'évaluer de manière plus directe le rôle joué par les rigidités institutionnelles françaises dans la distribution des salaires et de l'emploi.

IV.1 - Le rôle possible du salaire minimum dans les différences de distributions de salaire et de taux de chômage

L'estimation Tobit fait référence à une représentation du marché du travail où l'ensemble des personnes dont la productivité serait inférieure au salaire minimum se retrouveraient au chômage. Il est cependant possible de suggérer une analyse plus riche des effets du salaire minimum. Meyer & 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. Enfin, une dernière partie de la population touchée voit son salaire augmenté au niveau du salaire minimum.

A ces effets, on peut ajouter celui, possible, de diffusion sur les salaires des personnes rémunérées

au dessus du minimum, effet nécessaire au maintien des hiérarchies salariales.

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 salaire sur lequel les paramètres sont estimés (voir Dickens *et al.* (1994)). A 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.

A cette fin, il est nécessaire de tenir explicitement compte des différences de taux de chômage entre les deux pays dans la comparaison des effectifs relatifs présents aux différentes tranches de salaire médian.

Pour cela, nous construisons des courbes de distribution des salaires en divisant les effectifs présents dans chaque tranche de salaires par la population salariée à temps plein ou au chômage⁹. Par convention, les chômeurs sont représentés à la valeur 0 de la tranche de salaire médian. Le salaire médian est calculé indépendamment de la population au chômage. Le poids des tranches de salaire médian est exprimé par rapport à la somme de la population salariée à plein temps et de la population au chômage¹⁰. Les graphiques de la figure 6 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 en France (mais présents aux Etats-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 Etats-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%.

Quels enseignements peut-on tirer de cette évaluation frustrante 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. La prise en compte des effets du salaire minimum français sur la forme de la distribution devrait faire intervenir une comparaison plus rigoureuse des structures (notamment par qualification) de la population active qui risque de se heurter aux difficultés de comparaison déjà soulignées dans la première partie.

⁹ On fait donc implicitement l'hypothèse que les personnes au chômage sont toutes désireuses d'exercer un emploi à temps plein.

¹⁰ Compte tenu des problèmes aigus de comparabilité des taux de chômage des femmes, on s'est restreint à la population masculine.

Figure 6-a : Différences de distribution de salaires et de taux de chômage : 1993, hommes

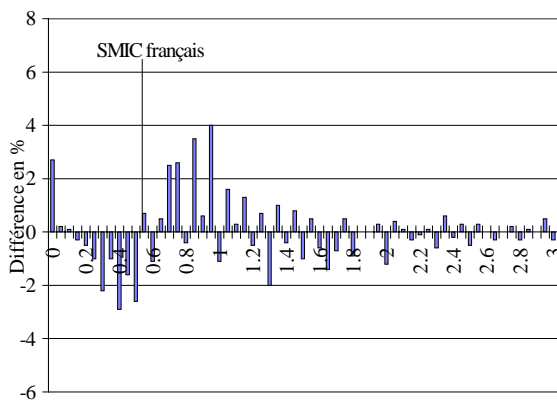
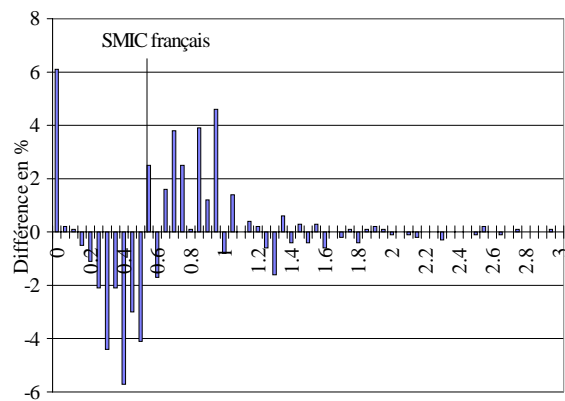


Figure 6-b : Différences de distribution de salaires et de taux de chômage : 1993, hommes de 20 à 30 ans



Lecture: en 1993, l'écart d'effectifs présents dans la tranche t de salaire médian, entre la France et les Etats-Unis représente $x\%$ de la population active. Si x est négatif, l'effectif de la classe considérée est plus important aux Etats-Unis qu'en France ; s'il est positif, il est plus important en France.

En coupe, le salaire minimum semble exercer en France un effet assez important de resserrement vers le médian de la distribution des salaires. En outre, et surtout 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.

Enfin, une des faiblesses de l'analyse de la partie précédente tient en partie au fait qu'on compare les deux distributions à un point du cycle où le taux de chômage américain est supérieur à sa valeur moyenne. L'écart de taux de chômage enregistré n'est que de 2,7% alors qu'en moyenne sur le cycle, il est plus élevé.

En longue période, les déplacements de la barrière du salaire minimum sont assez modiques: le SMIC passe de 0,5 salaire médian en 1970 à un peu moins de 0,6 en 1993. La lecture de la figure 4 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 de la figure 6 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 d'être imputables au seul salaire minimum. Elles peuvent sans doute s'expliquer par d'autres phénomènes institutionnels, mais aussi par des différences de composition de la population active selon le diplôme ou la qualification. Il en est vraisemblablement de même des différences de taux de chômage.

IV.2 - La similarité des taux de chômage par niveau de qualification

Nous tentons de rectifier ce point en comparant les taux de chômage entre les deux pays à un point de cycle identique correspondant de surcroît à un point haut de la conjoncture.

L'étude des taux de chômage par groupes d'âge, de sexe et de niveau d'éducation révèle une grande similarité des taux de chômage entre les deux pays. Les taux sont présentés dans la figure 7.

Dans le cas des hommes âgés de 25 à 49 ans, on note qu'en 1990, 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 Etats-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 importante similarité des taux de chômage

par niveau de qualification incite donc à mettre en avant le rôle explicatif des différences de composition de la population active par niveau de diplôme dans l'explication des différences de taux de chômage en coupe entre les deux pays.

Cette analyse doit cependant être tempérée 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. Dans le cas des jeunes, les différences de composition de la population active par niveau de qualification ne suffisent vraisemblablement plus à expliquer la différence de taux de chômage agrégé : cette dernière semble imputable à des taux de chômage plus élevés pour chaque catégorie de travailleurs.

Figure 7-a: taux de chômage des personnes de 25 à 49 ans selon le diplôme, Etats-Unis, 1989 : France, 1990

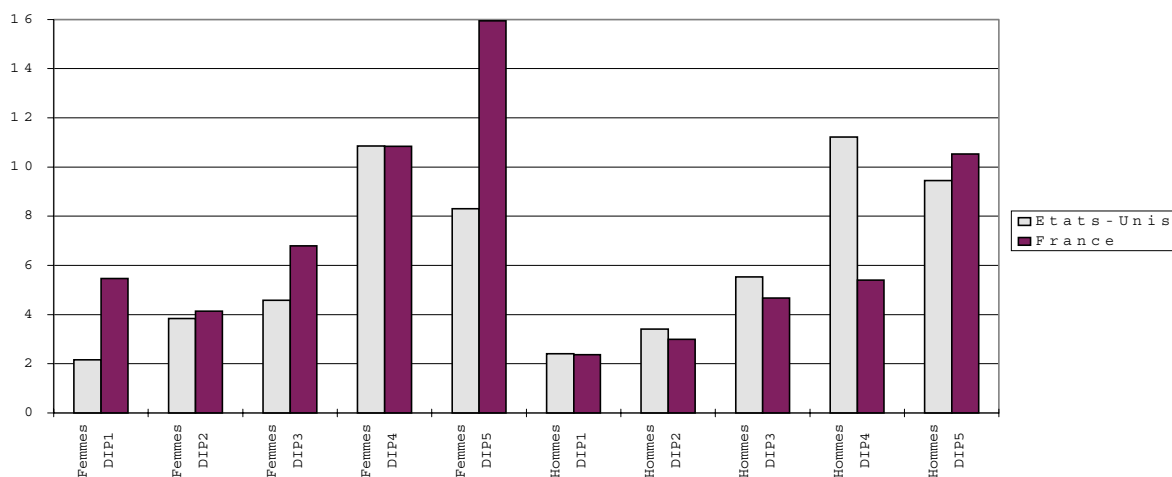
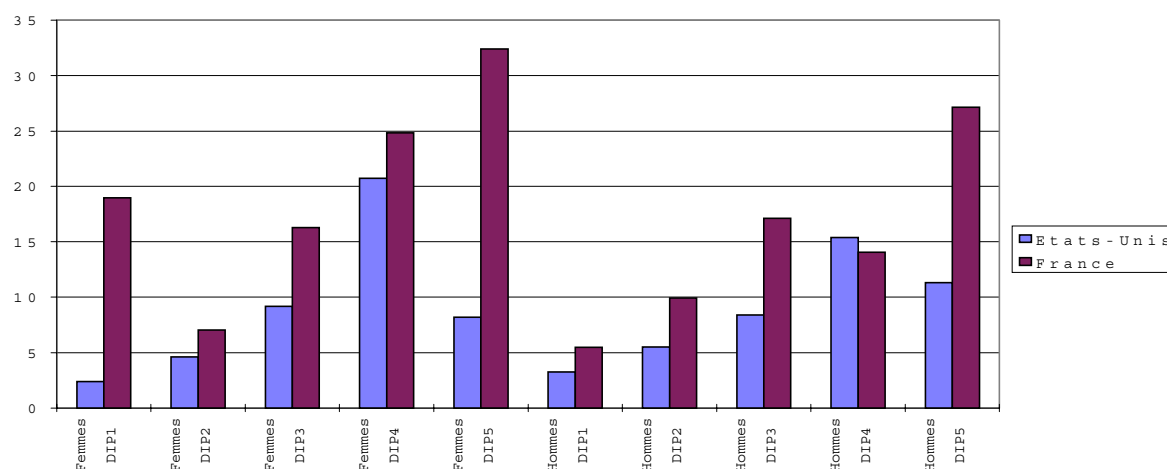


Figure 7-b: taux de chômage des personnes de 20 à 25 ans selon le diplôme,
Etats-Unis, 1989 : France, 1990



Source: Enquête Emploi ; *Current Population Survey*

Note: - DIP1= licence, *bachelor's degree* ou diplôme de niveau supérieur;

- DIP2= deux années d'études supérieures validées;

- DIP3= diplôme de fin d'étude secondaire (baccalauréat ou fin de *High School* validée);

- DIP4= diplôme de premier cycle secondaire ou cycle secondaire non terminé;

- DIP5= aucun diplôme.

- FEM désigne les femmes HOM les hommes.

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 Etats-Unis. Cette évolution traduit des déformations opposées de la distribution de salaires et il convient à cet égard d'opposer la tendance américaine à un effacement des tranches de revenu intermédiaire au mouvement, observé en France, de réduction du poids des tranches de revenu supérieures 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 les spécificités institutionnelles de chacun des pays. A 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.

A 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 Etats-Unis). L'explication de cette différence doit vraisemblablement prendre en compte le faible niveau initial de formation de la main d'oeuvre 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.

ANNEXE 1 : EQUATIONS DE GAINS

Le tableau ci-dessous présente les résultats de l'estimation d'une fonction de gains pour la France et les Etats-Unis.

Les abréviations et le codage des variables sont les suivants :

DIP5 Variable de niveau de diplôme.
 1 = licence, *Bachelor's degree* ou diplôme de niveau supérieur ;
 2 = deux années d'études supérieures validées ;
 3 = diplôme de fin d'étude secondaire (baccalauréat ou fin de *High School* validée) ;
 4 = diplôme de premier cycle secondaire ou cycle secondaire non terminé ;
 5 = aucun diplôme.

Le niveau 5 est pris pour référence.

AGETR Variable d'âge en tranche de cinq ans. La valeur mentionnée est la borne inférieure de l'intervalle.

La tranche d'âge 60-64 ans est prise pour référence.

ANNEE Variable indicatrice de l'année de l'enquête.

L'année 1993 est prise pour référence.

Variable	Estimation sur données américaines			Estimation sur données françaises	
	Coefficient	T de Student		Coefficient	T de Student
INTERCEPT	9,43870054	516,07		11,2662859	250,8
SEXE	1	0,32744857	77,37	0,21973664	24,47
DIP5	1	0,94262295	61,03	0,78948052	44,82
	2	0,61910456	40,02	0,52558365	28,82
	3	0,4579053	29,84	0,41057783	29,28
	4	0,19286623	11,57	0,22533239	21,1
AGETR	20	-0,52481865	-40,01	-0,49183681	-10,28
	25	-0,27138762	-22,5	-0,36907877	-8,03
	30	-0,1245821	-10,53	-0,24851445	-5,43
	35	-0,03151557	-2,65	-0,13179206	-2,88
	40	-0,00273255	-0,23	-0,04290248	-0,94
	45	0,04278554	3,51	0,02255858	0,49
	50	0,05849466	4,61	0,02849002	0,61
	55	0,03443782	2,56	0,00610693	0,13
ANNEE	70	-1,29746849	-57,47	-2,07801364	-44,14
	77	-0,8222733	-35,23	-1,19170499	-24,43
	85	-0,25075381	-10,4	-0,19172564	-3,78
DIP5*ANNEE	1 70	-0,17150009	-8,99	0,19865372	9,68
	1 77	-0,20873672	-10,69	0,06231652	3,03
	1 85	-0,1252021	-6,16	-0,0351714	-1,71
	2 70	-0,05133091	-2,57	0,12940447	5,62
	2 77	-0,08509504	-4,22	0,00214834	0,1
	2 85	-0,04352856	-2,09	-0,03415702	-1,57
	3 70	-0,02797151	-1,53	0,19629258	10,11
	3 77	-0,03013449	-1,58	0,08622729	5,23
	3 85	-0,00623822	-0,31	0,01522607	0,9
	4 70	0,04229523	2,15	0,10553106	8,49
	4 77	0,03021285	1,47	0,04294964	3,44
	4 85	0,01291775	0,59	0,00630181	0,5

Variable	Estimation sur données américaines			Estimation sur données françaises	
		Coefficient	T de Student	Coefficient	T de Student
AGETR*ANNEE	20 70	0,23509917	12,93	0,12639211	2,52
	20 77	0,15266422	8,59	0,10602259	2,04
	20 85	0,0400183	2,26	-0,03937374	-0,73
	25 70	0,1404153	8,3	0,19124787	3,96
	25 77	0,0826108	4,95	0,14573731	2,92
	25 85	0,02901296	1,77	-0,00297175	-0,06
	30 70	0,08453744	5	0,18958026	3,93
	30 77	0,05441617	3,28	0,17688012	3,55
	30 85	-0,00577452	-0,35	0,02510447	0,49
	35 70	0,03610215	2,15	0,16723128	3,47
	35 77	0,04869965	2,89	0,14719515	2,94
	35 85	0,00134956	0,08	0,02198722	0,42
	40 70	0,04752572	2,84	0,15523146	3,23
	40 77	0,03870961	2,28	0,09664895	1,94
	40 85	0,0322925	1,94	0,02633258	0,51
	45 70	-0,0029731	-0,18	0,10237009	2,12
	45 77	0,03699613	2,16	0,0600016	1,2
	45 85	-0,01906737	-1,12	-0,02164484	-0,42
	50 70	-0,02311838	-1,33	0,05429759	1,1
	50 77	-0,00364065	-0,21	0,06927493	1,36
50 85	-0,02382208	-1,36	-0,03273979	-0,62	
55 70	-0,02049481	-1,12	0,04286798	0,85	
55 77	-0,00579763	-0,32	0,09485206	1,81	
55 85	-0,01291191	-0,7	0,02570245	0,47	
SEXE*ANNEE	1 70	0,19537319	28,58	0,11573273	10,51
	1 77	0,15806793	24,37	0,05764616	5,42
	1 85	0,08799261	14,46	-0,00857307	-0,8
nombre d'observations:	153676		nombre d'observations:	72194	
R-Square:	0,640602		R-Square:	0,798646	

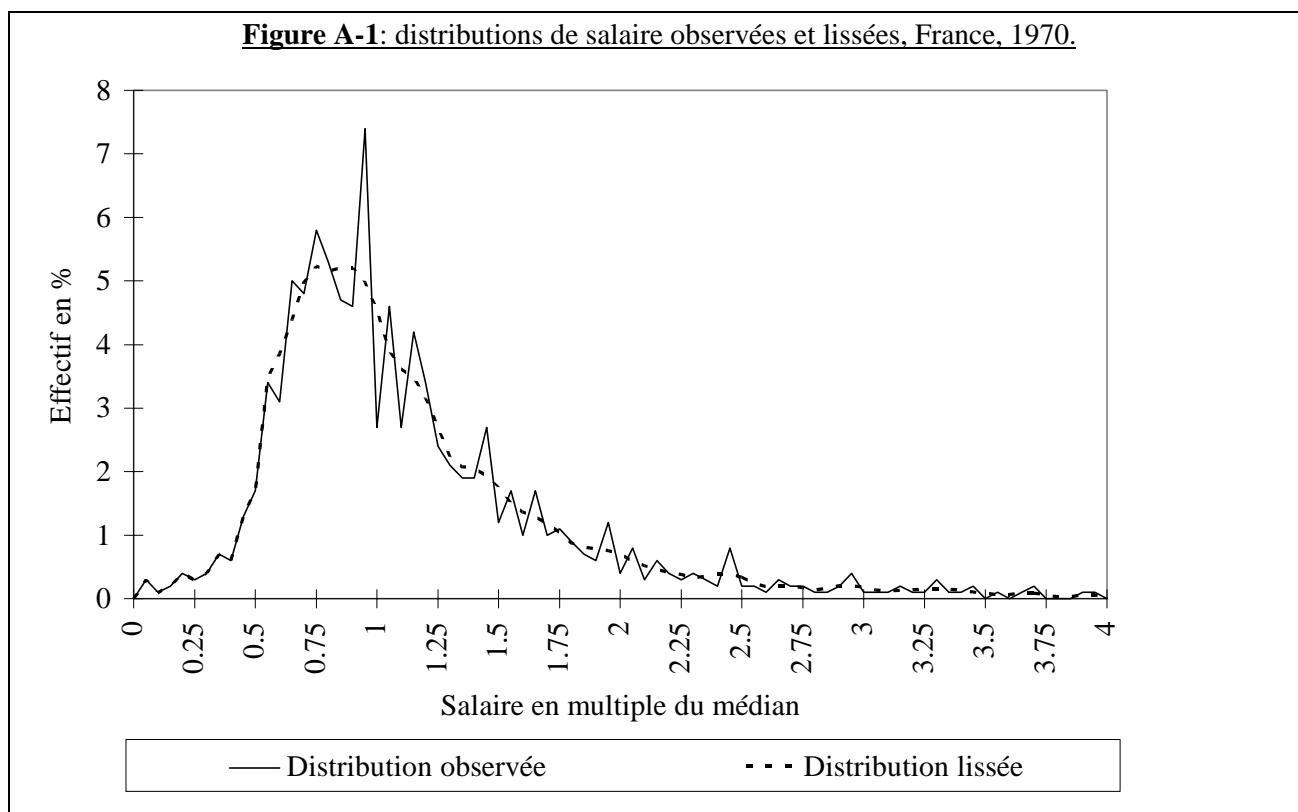
ANNEXE 2 : LISSAGE DE LA DISTRIBUTION DE SALAIRE

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. On obtient alors une courbe de distribution observée du type de celle présentée ci-dessous. 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.

La figure A-1 représente les distributions de salaire observées et lissées pour la France, en 1970.



BIBLIOGRAPHIE

- Bayet (Alain) et Cases (Chantal), « Earnings Inequality in France: Evolution 1967-1971 From Panel Data » version préliminaire non publiée, 1994.
- Dickens (Richard), Machin (Stephen) et Manning, (Alan) « The Effect of Minimum Wages on Employment: Theory and Evidence from the UK », *National Bureau of Economic Research*, WP n° 4742, 1994.
- Di Nardo (John), Fortin (Nicole) et Lemieux (Thomas), « Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973-1992: a Semiparametric Approach », *National Bureau of Economic Research*, WP n° 5093, 1995.
- Goux (Dominique) et Maurin (Eric), « Education, expérience et salaire: tendances récentes et évolutions de long terme » *Economie et Prévision* n°116, 1995, p.155-178.
- Goux (Dominique) et Maurin (Eric), « Les transformations de la demande de travail par qualification en France » *Document de travail INSEE* n°G9503, 1995.
- Katz (Lawrence F.) et Murphy (Kevin M.), « Changes in Relative Wages, 1963-1987: Supply and Demand Factors » *Quarterly Journal of Economics*, CVII, 1992, p.35-78.
- Krugman (Paul R.), « Past and Prospective Causes of High Unemployment », Jackson Hole Conference, Août 1994.
- Lefranc (Arnaud), « Comparaison des taux de chômage français et américains », miméo DELTA, 1995.
- Levy (Frank) et Murnane (Richard J.), « US Earnings Levels and Earnings Inequality: a Review of Recent Trends and Proposed Explanations », *Journal of Economic Literature*, Vol. XXX, 1992, p.1333-1381.
- Meyer (Robert) et Wise (David), "Discontinuous Distributions and Missing Persons: the Minimum Wage and Unemployed Youth", *Econometrica*, n°61, 1983, p 1677-1698.