



HAL
open science

Moduler les cotisations employeurs à l'assurance - chômage : les expériences de bonus - malus aux Etats-Unis

David Margolis, Denis Fougère

► To cite this version:

David Margolis, Denis Fougère. Moduler les cotisations employeurs à l'assurance - chômage : les expériences de bonus - malus aux Etats-Unis. 1999. halshs-03592503

HAL Id: halshs-03592503

<https://shs.hal.science/halshs-03592503v1>

Submitted on 1 Mar 2022

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.



Distributed under a Creative Commons Attribution 4.0 International License

**Moduler les cotisations employeurs à l'assurance –
chômage : les expériences de bonus – malus aux
Etats-Unis**

David MARGOLIS
Denis FOUGÈRE

1999.22

Moduler les cotisations employeurs à l'assurance - chômage:
les expériences de bonus - malus aux Etats-Unis.*

David Margolis[†] et Denis Fougère[‡]

* Cet article étend et prolonge un texte publié dans le rapport du Conseil d'Analyse Economique consacré à "L'architecture des Prélèvements en France" (voir Margolis et Fougère, 1999) et une étude commandée à David Margolis par le Service des Affaires Sociales du Commissariat Général du Plan sur le même thème. Les auteurs tiennent à remercier tout spécialement Lucile Olier, mais aussi Michel Théry et Pierre Vanlerenberghe, respectivement membres et chef de ce Service, pour leurs encouragements et leurs commentaires.

[†] Chargé de Recherche au CNRS, TEAM - Université Paris-1 et CREST. Adresse : TEAM, Maison des Sciences Economiques, Université de Paris 1, 106-112 bd de l'Hôpital, 75647 Paris Cedex 13. Tél. : 01 55 43 42 62, fax : 01 55 43 42 47, email : margolis@univ-paris1.fr.

[‡] Directeur de Recherche au CNRS, CREST-INSEE. Adresse : CREST, INSEE, Bâtiment Malakoff 2, 15 bd Gabriel Péri, 92245 Malakoff Cedex. Tél. : 01 41 17 77 13, fax : 01 41 17 76 34, email : fougere@ensae.fr.

Résumé. Notre article présente les résultats des études consacrées aux effets du système américain de modulation des cotisations patronales à l'assurance - chômage ("experience rating") et quelques réflexions sur le cas de la France. Aux Etats-Unis, ces cotisations dépendent du nombre des licenciements effectués par l'entreprise au cours des années les plus récentes. Nous commençons par un rappel succinct de l'évolution historique du système d'assurance - chômage aux Etats-Unis, puis nous détaillons les trois modalités d'application de l'experience rating. Notre article présente ensuite les modèles théoriques qui ont été utilisés pour analyser les effets de la modulation des cotisations patronales sur le niveau et les caractéristiques du chômage. Après avoir rappelé les résultats des études empiriques qui ont examiné les effets de la modulation des cotisations sur le chômage américain, nous soulignons les spécificités de la législation qui dans notre pays pourraient affecter le fonctionnement d'un tel système. Dans la dernière section, nous complétons cette première analyse par des informations statistiques provenant de données recueillies par l'INSEE au cours de la période 1995-1998.

Abstract. In this paper, we summarize the results of many studies concerning the policy of experience rating (the indexation of an employer's payroll tax rate to its past record of insured unemployment generation) in the United States, and present a few considerations relevant to the French case. We begin with a brief summary of the history of the policy, and then describe the three main methods by which it is implemented in the United States. We then discuss the theoretical models that have been used to analyze the impact of experience rating on unemployment. After describing the results of empirical analyses performed on American data, we highlight the specificities of the French legislation and labor market that could influence the manner in which such a policy would work in France. Finally, we use INSEE data from the labor force survey (Enquête Emploi) to provide an empirical framework for discussion of the French situation.

Codes JEL : H25, J23, J32, J65

Mots Clés : Modulation des cotisations patronales, chômage, comparaisons France - Etats-Unis

Key Words : Experience Rating, Unemployment, United States - France Comparisons

1. Introduction

Les Etats-Unis d'Amérique ont une déjà longue pratique de l'indexation des cotisations à l'assurance chômage. Dans le cas des contributions versées par les employeurs, les taux sont modulés en fonction de l'historique des licenciements auxquels les entreprises ont procédé, et plus exactement en fonction du nombre de nouveaux chômeurs indemnisés induits par ces licenciements. Ce principe de financement, que l'on appelle " experience rating " en anglais, a été généralisé à tous les Etats au cours des années 1980. La gestion de l'assurance chômage relevant de prérogatives des Etats, ce système de taux peut toutefois différer sensiblement d'un Etat à l'autre. En France, ce principe d'indexation des cotisations n'est pas pratiqué, mais il a été proposé à plusieurs reprises comme outil supplémentaire dans la lutte contre le chômage, notamment dans le cadre du rapport sur les cotisations sociales à la charge des employeurs remis par Edmond Malinvaud au Premier Ministre. Il est également inscrit sur l'agenda politique du gouvernement de M. Jospin.¹

Notre article présente les résultats des études consacrées aux effets du système américain de modulation des cotisations patronales à l'assurance - chômage et quelques réflexions sur le cas de la France. Aux Etats-Unis, ces cotisations dépendent du nombre de licenciements effectués par l'entreprise au cours des années les plus récentes. Cette règle de modulation a donc quelque analogie avec le principe de bonus - malus appliqué par les compagnies d'assurance. Le système d'experience rating présente toutefois une spécificité: il doit être également envisagé en relation avec les coûts que supportent les entreprises qui ajustent leur niveau d'emploi. Pour cette raison, cet article comprendra également un bref résumé des travaux ayant essayé d'estimer les coûts d'ajustement des entreprises françaises.

Dans la première section, nous ferons le point sur les systèmes d'experience rating mis en place aux Etats-Unis. Nous commencerons par un rappel succinct de l'évolution historique du système d'assurance - chômage, depuis la date de création du premier système d'assurance chômage au Wisconsin en 1931 jusqu'à la promulgation de la loi fédérale de 1982 imposant des conditions sur

les valeurs supérieures des taux de cotisation patronale. Ensuite, nous détaillerons les trois modalités d'application de l'expérience rating aux Etats-Unis, à savoir :

- le système du ratio de réserves (reserve ratio), dans lequel les taux sont calculés à partir des soldes des comptes des entreprises auprès du système d'assurance - chômage,
- le système du ratio de versements (benefit ratio), dans lequel les taux dépendent des allocations versées aux salariés licenciés durant les trois ou cinq dernières années,
- et le système du ratio des salaires des allocataires (benefit wage ratio), dans lequel les taux dépendent des salaires perçus par les travailleurs juste avant leur licenciement.

Nous dresserons alors un bilan de l'état actuel des systèmes d'expérience rating aux Etats-Unis, en insistant sur leur efficacité, et nous soulignerons quelques résultats qui nous semblent intéressants pour la France.

Dans la section 3, sont présentés les modèles théoriques qui ont été utilisés pour l'analyse des effets de la modulation des cotisations patronales sur le niveau et les caractéristiques du chômage. Les approches théoriques ont évolué au cours du temps: elles ont tout à la fois reconsidéré les effets des cotisations sur l'emploi et proposé des modélisations plus complètes, intégrant les aspects dynamiques des formules de taxation et des politiques de gestion de la main d'œuvre. Nous détaillerons brièvement les mécanismes à l'œuvre dans ces modèles de manière à mieux comprendre les débats suscités par les études empiriques.

Ces études empiriques, principalement celles ayant examiné les effets de la modulation des cotisations sur le chômage, et en particulier sur le chômage partiel, sont présentées dans la Section 4. Nous résumerons les impacts de la modulation sur le niveau du chômage et sur sa distribution au travers des secteurs, mais aussi sur le lissage de ses fluctuations saisonnières et au cours du cycle économique. Ces études se sont appuyées sur des données dont la qualité a progressé au cours du temps. Cela nous obligera à exposer les avantages et les inconvénients des différents types de données mobilisées par les chercheurs ayant réalisé des études empiriques sur les effets de l'expérience rating.

Les modèles dynamiques développés dans la littérature théorique nous enseignent que le mécanisme par lequel la modulation des cotisations affecte les politiques d'emploi des entreprises peut ressembler à l'effet des autres coûts d'ajustement de l'emploi (par exemple, les indemnités de licenciement, les durées des préavis de licenciement, etc.). Dans la section 5, nous présenterons les travaux récents ayant estimé les effets de ces coûts sur l'évolution de l'emploi dans les entreprises françaises. Cette connaissance est un préalable à un examen des conséquences possibles de l'introduction d'un système de type experience rating dans notre pays.

La section 6 soulèvera quelques considérations particulières à la France qui pourraient affecter le fonctionnement d'un système de modulation des cotisations patronales dans notre pays. Nous soulignerons six points, portant sur l'éligibilité, le niveau et la durée des allocations - chômage, mais aussi sur la diversité des contrats de travail auxquels les employeurs français peuvent recourir et dont les entreprises américaines ne bénéficient pas.

Dans la section 7, nous éclairerons ce débat à l'aide d'informations statistiques provenant de données recueillies par l'INSEE au cours de la période 1995-1998. Nous caractériserons l'économie française en prenant soin d'identifier les secteurs d'activité dans lesquels la modulation des cotisations patronales pourrait changer la donne. Nous nous efforcerons également de fournir des indices permettant de lever certaines des difficultés listées dans la section 6.

Nous concluons cet article par un résumé de la situation aux Etats-Unis et une synthèse des principaux apports des études consacrées aux effets de l'experience rating. Enfin, nous ferons le point sur les questions qui restent en suspens quant aux effets de la mise en place d'un tel système en France, et nous reviendrons sur les données nécessaires à l'élaboration d'un diagnostic complet.

2. L'état des lieux

Cette section présente le système d'experience rating tel qu'il est pratiqué aux Etats-Unis. Nous commencerons par un bref historique de l'évolution du système d'assurance chômage. Nous

décrivons ensuite les trois modalités principales de mise en œuvre du système de modulation des cotisations patronales. Nous terminerons par une analyse de la situation en matière de financement de l'assurance chômage aux Etats-Unis.

2.1 Le système d'assurance chômage aux Etats-Unis²

Aux Etats-Unis, l'idée de la mise en place d'un système d'assurance chômage est apparue au début des années trente, à la suite des réflexions conduites par l'équipe de John R. Commons, professeur à l'Université de Wisconsin. Constatant la situation de la Grande Bretagne après la fin de la première guerre mondiale, où le chômage avait monté vite et haut en réponse (croyait-on) aux transferts sociaux trop élevés et de trop longue durée, l'équipe du Wisconsin préconisa un système d'allocations, limitées dans le temps et en montant, pour servir de revenu de remplacement durant les périodes (supposées limitées) de chômage. Leur système, adopté par le Wisconsin en 1931, comportait dès sa date de mise en place une composante de modulation des cotisations sous une forme très particulière, celle des comptes de réserve de l'employeur.³ La philosophie sous-jacente était que les employeurs avaient une marge de manœuvre dans leur politique de licenciement; par conséquent, la modulation des cotisations pouvait inciter les entreprises à ne pas faire fluctuer leur effectif d'une manière trop importante.

Dans le même temps, une équipe de l'Université de Chicago, sous la direction de Paul Douglas, aborda la question de l'assurance chômage sous un angle radicalement différent. Cette équipe était plus proche du Ministre du Travail de l'époque et ses membres étaient moins présents dans les administrations locales que ceux de l'équipe de Commons. Cette équipe considérait l'assurance chômage principalement comme un stabilisateur automatique pour l'économie, et elle rejetait l'idée selon laquelle les entreprises avaient de la marge pour lisser les fluctuations d'effectif. Elle militait donc pour un système sans modulation des cotisations, mais avec une mutualisation des risques au niveau national.

En fin de compte, la loi sur la Sécurité Sociale (Social Security Act) promulguée en 1935 décréta la mise en place des systèmes d'assurance chômage. Pour inciter les Etats à appliquer cette loi, le texte législatif préconisait le principe du reversement des impôts.⁴ La loi adoptée était peu précise quant aux détails des programmes pouvant être approuvés par le gouvernement fédéral. Ce flou laissait beaucoup de marge aux Etats, en particulier en matière de financement du système, et donc en matière de modulation des cotisations.

La loi spécifiait que les systèmes devaient se financer sans aide supplémentaire des Etats. Ceci justifiait la mise en place de réserves gérées par le gouvernement fédéral, de façon à mutualiser les risques au moins partiellement. La loi fixait une borne inférieure de solvabilité sur les réserves de chaque Etat (7,5% des salaires couverts). Ce seuil minimal devait être atteint pour que la mise en œuvre de l'expérience rating pût être approuvée. Cela explique que les Etats aient commencé à verser des allocations à des dates différentes. Le Tableau 1 montre l'échelonnement dans le temps des dates de débuts de paiement des allocations par les Etats dans le cadre de programmes approuvés par le gouvernement fédéral.

Il n'y eut pas de nouvelle réglementation au niveau national jusqu'en 1970. Cette année-là, le gouvernement fédéral introduisit les allocations prolongées (Extended Benefit Payments). Les suppléments aux allocations de chômage régulières étaient financés à moitié par les Etats et à moitié par les réserves du gouvernement fédéral. Des prolongations étaient possibles moyennant des conditions relatives à l'état du marché du travail (en général défini par le taux de chômage indemnisé, devant être supérieur d'au moins 20% à sa moyenne historique dans l'Etat sur la période de référence, et par le taux de chômage, devant être supérieur à 5% en valeur absolue). Etant donné que ces suppléments sont conçus comme des mesures exceptionnelles pour les périodes de très haut chômage (au regard des standards américains), l'expérience rating n'est pas censé couvrir les prolongations d'allocations payées dans ces contextes. Ceci est une des sources "d'imperfection" du système d'expérience rating (voir la section 2.3 pour le détail de ces imperfections).

La dernière modification importante relative à la modulation des contributions patronales à l'assurance chômage fut introduite en 1982, avec la promulgation de la loi TEFRA (Tax Equity and Fiscal Responsibility Act). Cette loi exigeait que le taux de cotisation maximal dans chaque système fût porté au moins à 5,4% avant 1985, sous peine du non - reversement d'impôt. Ainsi, certains Etats (comme l'Etat de Washington) qui pratiquaient un taux unique avant 1985, se sont vus obligés de mettre en place un système d'imposition modulant les taux de cotisation, car l'alternative (un taux unique de 5,4%) était jugée trop élevée.

2.2 Les différentes versions de l'expérience rating⁵

Aujourd'hui, il existe principalement trois formules d'application du principe de modulation des cotisations patronales à l'assurance chômage. Ces approches, que nous détaillerons plus en détail ci-dessous, sont le *ratio de réserves* (reserve ratio), le *ratio de versements* (benefit ratio) et le *ratio des salaires des allocataires* (benefit wage ratio). Certains Etats (notamment la Pennsylvanie) ont adopté des méthodes de calcul des taux qui mélangent certaines de ces trois modalités.⁶

2.2.1 Quelques définitions

Avant de détailler chaque système en particulier, nous devons préciser le vocabulaire utilisé. Le Tableau 2 donne une liste des termes souvent employés dans la description des systèmes d'assurance chômage. Un des plus importants est le "salaire imposable" qui correspond au salaire versé à l'employé jusqu'à concurrence de la base salariale imposable. Par ailleurs, les barèmes de tous les Etats comportent des taux planchers et plafonds.

Souvent, les entreprises qui sont en retard dans le paiement de leurs cotisations se voient facturer un taux plus élevé que celui fixé par le barème. Par ailleurs, tous les Etats ont prévu des mécanismes qui permettent aux entreprises de contester les demandes d'allocations exprimées par leurs ex-employés. Le plus souvent, les employés qui sont licenciés pour faute grave ou qui quittent volontairement leur employeur, ne peuvent prétendre aux allocations. Donc, afin de réduire les

allocations qui leur seront facturées, les entreprises peuvent contester la réclamation de l'ex-employé, le plus souvent sur la base d'un désaccord sur le motif de séparation.

2.2.2 Le ratio de réserves

Cette formule, adoptée par 33 Etats (dont le District de Colombie, Porto Rico et les Iles Vierges), est la plus répandue aux Etats-Unis. Ce système établit des comptes fictifs⁷ pour chaque employeur, comptes dans lesquels sont reportés les versements de l'employeur (sous forme de cotisations) et les allocations payées aux ex-employés de cet employeur. Ainsi, un employeur qui a versé un total de cotisations supérieur au montant des allocations qui lui est imputé par l'État (qui paye les allocations) aura un solde positif. Ce solde est divisé en général par la masse salariale imposable sur les trois années précédentes; ce ratio s'appelle le *ratio de réserves*. Ce ratio est ensuite comparé au barème de l'année, ce qui permet à l'État de calculer le taux de cotisation à facturer à l'entreprise.

Pour illustrer ce principe, prenons l'exemple de l'État d'Indiana en 1996.⁸ Le barème qui y était appliqué dépend du rapport entre les réserves de la caisse d'assurance chômage de l'Indiana et le total des salaires bruts couverts et imposables au cours de l'année précédente (en utilisant le 30 septembre comme date de référence). Il existe quatre barèmes, correspondant à un ratio de caisse de 0 à 1% (barème A), 1 à 1,5% (barème B), 1,5 à 2,25% (barème C) et 2,25 à 3% (barème D). Meilleur est l'état du ratio de caisse (le barème D étant le plus excédentaire), plus faible est le taux de cotisation pour un ratio de réserve donné.⁹ En 1996, le ratio des réserves de la caisse par rapport aux salaires était de 2,198%, ce qui impliquait l'utilisation du barème C.

L'état du compte de l'employeur est constaté le 30 juin; son solde est divisé par la somme des salaires imposables sur les trois années précédentes. Cette formule donne le ratio de réserves, et ce ratio est comparé au barème pertinent.¹⁰ L'Indiana utilise des paliers de 0,2% pour les ratios de réserves positifs et de 1,5% pour les ratios de réserves négatifs, ce qui donne 16 paliers pour les ratios positifs et 5 paliers pour les ratios négatifs. Les taux de cotisation sous le barème A (le plus

élevé) varient de 1,2% pour les employeurs dont le ratio de réserves dépasse 3,0%, à 5,7% pour les employeurs dont le ratio de réserves est inférieur à -6,0%. Pour le barème B, les taux varient de 0,2% à 5,6%, sous le barème C ils varient de 0,2% à 5,5%. Enfin, sous le barème D, ils varient de 0,2% à 5,4%.

2.2.3 Le ratio de versements

Le système du ratio de versements est utilisé par 17 Etats (y compris la Pennsylvanie, qui utilise une combinaison du ratio de réserves et du ratio de versements pour ses calculs). Ce système est basé (en théorie) sur un historique plus court, car il n'utilise que les allocations facturées et les masses salariales imposables au cours d'une période fixe, souvent les 3 à 5 dernières années. L'Etat considère uniquement la somme des allocations facturées à un employeur, et la divise par la somme des salaires imposables; ce ratio s'appelle le *ratio de versements*. Ce ratio est ensuite comparé au barème de l'année, ce qui permet à l'État de déduire le taux de cotisation à facturer à l'entreprise.

Comme exemple concret, considérons le Wyoming.¹¹ Au Wyoming, le nombre des barèmes n'est a priori pas limité (comme dans beaucoup d'autres Etats), mais leur calcul dépend d'un facteur d'ajustement. Ce facteur d'ajustement est calculé comme le rapport entre la somme des non-charges et des charges ineffectives (cf. Tableau 2 pour la définition de ces termes) et la masse salariale couverte imposable. A ce facteur d'ajustement peut être ajouté un élément positif lorsque le solde de la caisse est faible (inférieur à 4,0%), ou négatif lorsqu'il est élevé (supérieur à 5,0%). Le système du Wyoming est intéressant d'un point de vue analytique, car le taux y est une fonction linéaire du ratio de versements.¹²

Le calcul du ratio de versements (et du taux de cotisation) s'effectue comme suit. Au 30 juin de l'année courante, l'État divise la somme des allocations facturées au cours des trois années précédentes par la somme des salaires imposables sur la même période. Ce nombre, arrondi au 4^{ème} chiffre après la virgule, est comparé au ratio maximal de versements permis (0,0850, ou 8,50%). Le

minimum des deux taux est retenu, l'État ajoute le facteur d'ajustement, et ceci donne le taux d'imposition.¹³

2.2.4 Le ratio de salaires des allocataires

Le système du ratio de salaires des allocataires est très différent des deux précédents modes de calcul. On ne le rencontre qu'en Oklahoma et au Delaware. Avec cette formule, l'État ne tient aucun compte des licenciements passés; les calculs ne sont basés que sur des critères mesurables à la date de référence. Au lieu de facturer les allocations à l'employeur, l'État facture les salaires perçus par les ex-employés (ce que l'on appelle les salaires des allocataires) à leur employeur de référence au moment où le paiement des allocations commence. La somme des salaires des allocataires est divisée par la masse salariale imposable pour calculer le ratio des salaires des allocataires. Ce ratio est ensuite comparé au barème applicable afin de déterminer le taux de cotisation.

2.3 La situation aux Etats-Unis en matière de financement de l'assurance chômage

La situation actuelle en matière de financement de l'assurance chômage doit être envisagée de plusieurs manières. Nous parlerons d'abord des caractéristiques générales du système; nous considérerons ensuite les évolutions des systèmes Etat par Etat, et finalement nous essaierons de rendre compte de leur efficacité, notamment en présentant l'indice de modulation.

2.3.1 Généralités sur le système¹⁴

Depuis la mise en place de la loi sur la Sécurité Sociale et l'adoption des programmes d'assurance chômage qui en a découlé (voir Tableau 1), le dispositif américain a beaucoup évolué. La Figure 1 décrit certaines de ces évolutions en détail.

Cette figure montre que, bien que la quasi-totalité des salaires couverts fût initialement imposable (cf. la courbe avec des diamants), ce pourcentage a baissé d'une façon presque monotone depuis. Ceci est principalement dû à une réduction de la base salariale imposable, qui est devenue

inférieure à la moyenne des salaires, et qui ne croît pas nécessairement avec les salaires.¹⁵ Le résultat d'une telle baisse des salaires imposables est une diminution du taux de remplacement effectif des allocations chômage (toutes choses égales par ailleurs), bien qu'il n'y ait pas eu pas de tendance marquée dans l'évolution des taux de remplacement des salaires couverts et imposables (cf. la courbe avec les X sur la Figure 1).

Nous constatons également que les cotisations employeurs (la courbe avec les carrés sur la Figure 1) semblent varier avec le cycle économique, mais avec un décalage. Dans la section 2.2, nous avons rappelé que les Etats choisissent leur barème en fonction des niveaux de leurs caisses respectives avec retard (les taux de l'année t étant une fonction du solde de la caisse à la fin de l'année $t-1$), et donc au fur et à la mesure d'une récession, la caisse verse de plus en plus d'allocations pour un niveau de cotisations donné. Ceci réduit le solde de la caisse, et conduit en définitive l'Etat à imposer aux entreprises un barème plus strict. Lorsque le solde devient négatif, le gouvernement fédéral prête de l'argent aux caisses. Cette somme doit être remboursée par la caisse (avec des intérêts), ce qui peut prolonger la période durant laquelle le montant des barèmes est plus élevé.

Enfin, la courbe avec les triangles représente un indicateur du niveau des soldes des caisses. Ce chiffre est égal au nombre d'années d'allocations pouvant être financées par la caisse, dans le cas où les versements seraient équivalents à ceux de la plus mauvaise des années passées jusqu'à la date concernée. Nous constatons une hausse de cet indicateur entre 1936 et 1945, date à laquelle les caisses pouvaient financer au plus 10,38 ans d'allocations dans le pire des scénarios. Ensuite, il y a eu une baisse assez régulière du niveau des caisses jusqu'en 1976, date à laquelle les caisses n'étaient capables de financer qu'un mois et demi d'allocations dans le pire des cas. Depuis, le solde des caisses a varié avec les cycles. Son évolution récente est plus sensible aux fluctuations d'activité de l'économie américaine que ne l'est celle des niveaux moyens de cotisations.

2.3.2 La structure des systèmes par Etat

Nous commencerons notre résumé de la situation en décrivant les systèmes qui sont en vigueur dans les différents Etats. Le Tableau 3 indique le système d'expérience rating choisi dans chaque Etat, le taux de cotisation affecté aux entreprises nouvellement créées, la gamme des taux affectés aux autres entreprises, y compris le taux minimum prévu par la loi et la base salariale imposable. Ces taux sont relatifs à l'année 1995.

La première chose à constater est la très forte variation des taux de cotisation et de la base salariale imposable. La base salariale imposable minimum permise par la loi fédérale en 1995 était de \$7000. En 1995, seuls 12 Etats imposaient les entreprises à hauteur de cette base minimale fédérale, tous les autres utilisaient une base supérieure, parfois à des niveaux beaucoup plus élevés (le maximum étant \$25500 à Hawaii).

La seconde chose à remarquer est la variation des taux maximaux appliqués aux entreprises présentant des soldes négatifs.¹⁶ Pour les Etats ayant adopté le ratio de réserves (à l'exception de la Pennsylvanie, qui utilise une combinaison du ratio de réserves et du ratio de versements), le taux maximum le plus élevé est celui en vigueur dans le Tennessee, égal à 10% pour les soldes les plus négatifs. A l'opposé, 11 Etats appliquent un taux maximal de seulement 5,4%, le minimum permis par la loi fédérale. Seulement dans les Iles vierges, parmi tous les Etats à système ratio de réserves, sont les employeurs avec des ratios négatifs traités de la même manière que les pires des entreprises qui réussissent à maintenir un ratio de réserves positif. Dans tous les Etats, à l'exception des Iles Vierges, une pénalité supplémentaire est appliquée aux entreprises dont le ratio de réserves devient déficitaire.

La dernière chose à remarquer dans le Tableau 3 est la variabilité des taux appliqués aux entreprises nouvellement créées, c'est-à-dire celles qui n'ont pas un historique de cotisations et d'allocations suffisamment long pour permettre le calcul de l'indicateur. Pour les Etats ayant fourni l'information à l'administration de la Sécurité de l'Emploi (State Employment Security Administration, ou SESA), ces taux varient de 1% (en Iowa) jusqu'à 4,8% (au Connecticut).

Certains autres Etats font dépendre ce taux initial du secteur d'activité. C'est le cas, par exemple, de l'Etat de Washington, où le taux de cotisation initial est la moyenne des taux payés par les entreprises dans le même secteur à travers l'Etat.

La conclusion générale que l'on peut retirer du Tableau 3 est donc que la loi laisse beaucoup d'autonomie aux Etats pour la définition du système d'assurance chômage, et que les Etats en tirent partie. Cette variabilité au sein des Etats a été exploitée par les chercheurs qui ont tenté d'évaluer l'impact de l'expérience rating sur le chômage, surtout à la fin des années 1970 et pendant les années 1980. Nous reviendrons sur ces travaux dans la section 4.

2.3.3 L'efficacité des systèmes d'expérience rating

Après avoir vu comment les systèmes d'assurance chômage diffèrent d'un Etat à l'autre, nous examinerons l'efficacité de ces systèmes au moyen de l'indice de modulation. Cet indice est égal au pourcentage des allocations versées qui sont facturées aux employeurs correspondants. Cet indicateur est celui qui a la préférence des gestionnaires des caisses d'assurance chômage, car il leur permet d'évaluer la part des allocations qui doit être mutualisée. Un niveau de mutualisation plus élevé correspond à une valeur plus faible de l'indice.¹⁷ La décomposition en charges ineffectives, charges inactives et non-charges (voir le Tableau 2 pour la définition de ces termes) les aident aussi à repérer les aspects sur lesquels le système peut être amélioré. Ils peuvent notamment baisser les charges ineffectives (en renforçant l'indexation associée à l'expérience rating) ou les non-charges (en changeant les règles de facturation des allocations). Le Tableau 4 présente les indices de modulation et leur décomposition en 1996, et le Tableau 5 montre l'évolution de ces indices entre 1988 et 1996.

Nous constatons immédiatement qu'aucune formule n'est parfaite, dans le sens où l'employeur ne supporte jamais individuellement l'ensemble des frais que la gestion de sa main d'œuvre fait peser sur le système d'assurance chômage. En fait, les "meilleurs" Etats, c'est-à-dire l'Etat de New York, le New Hampshire et l'Illinois, n'ont pu faire supporter que 83 à 86 % des coûts des allocations aux employeurs concernés en 1996. Le Tableau 5 montre qu'un maximum de 94% a

été atteint en Indiana en 1990, mais en moyenne, au cours de la période 1988-1996, les Etats ont été obligés de mutualiser environ 40% des coûts des allocations chômage.

Nous constatons également à partir du Tableau 4 que les facteurs qui réduisent l'efficacité du système varient d'un Etat à l'autre. Dans certains Etats, les charges ineffectives dominent. C'était le cas en 1996 au Kansas (59,27% des allocations versées) et en Caroline du Nord (58,77% des allocations versées). Mais ces deux Etats avaient choisi de ne pas imposer les employeurs dont le ratio de réserves était positif. En règle générale, les charges ineffectives découlent plutôt de l'existence de taux de cotisation planchers et plafonds, car le coût marginal d'un licenciement supplémentaire, en termes d'impôts futurs, est nul pour une entreprise au taux plafond ou plancher (ou encore dont le taux est suffisamment éloigné de la valeur à partir de laquelle commence l'indexation). Ceci implique que l'intégralité du coût supplémentaire des licenciements faits par ces entreprises doit être supporté par la collectivité.

Nous constatons également qu'en première analyse, l'expérience rating ne semble pas être une cause importante de disparition des entreprises aux Etats-Unis. Bien que les Etats présentant les pourcentages de charges inactives les plus élevés¹⁸ (le Delaware avec 37,79% et le Tennessee avec 25,11%) soient par ailleurs des Etats ayant appliqué des taux maximaux élevés (9,5% pour le Delaware et 10% pour le Tennessee, cf. Tableau 3), cette corrélation n'est pas vérifiée dans le reste des Etats. En fait, le coefficient de corrélation entre le taux maximal en vigueur dans l'Etat et le pourcentage des allocations correspondant aux charges inactives n'est que de 0,163, et le coefficient de corrélation entre la différence des taux maximal et minimal et le pourcentage de charges inactives n'est que de 0,145.¹⁹ Ceci suggère que, bien que le principe de modulation fasse supporter des cotisations plus élevées aux entreprises qui licencient plus, il n'augmente pas significativement le risque de faillite des entreprises en mauvaise santé.

Nous pouvons également constater à partir des Tableaux 4 et 5 que l'efficacité du système d'expérience rating semble avoir peu de liens avec le type de système choisi. Bien que les Etats adoptent des règles de facturation particulières et des taux de cotisation très variables (voir le

Tableau 3), les systèmes du ratio de réserves et du ratio de versements se ressemblent beaucoup du point de vue de leur efficacité. En 1996, les Etats ayant adopté le ratio de réserves (en excluant la Caroline du Nord, le Kansas et la Pennsylvanie) avaient un indice de modulation moyen de 64,86%, alors que les Etats ayant adopté le ratio de versements (à l'exception de la Pennsylvanie) avaient un indice de modulation moyen de 63,13%.²⁰ Les deux Etats ayant mis en place le ratio des salaires des allocataires présentent un indice moyen de 55,5%, ce qui est sensiblement plus bas que les autres types de systèmes. Le Tableau 5 confirme que les Etats qui utilisent le ratio des salaires des allocataires ont un indice de modulation moyen qui est toujours inférieur aux indices moyens des deux autres systèmes. Toutefois, certaines années (1989, 1992), le ratio de versements s'est révélé plus efficace en moyenne, alors que durant d'autres années (1988, 1990, 1991, 1993-1996), le rapport d'efficacité entre ces deux systèmes est inversé. Bien qu'il n'existe pas d'analyse empirique ayant comparé les systèmes d'expérience rating entre eux,²¹ on peut néanmoins avancer qu'il est relativement rassurant de constater que l'efficacité des systèmes de ratio de réserves et de ratio de versements est en apparence équivalente.

Finalement, il est utile de rappeler que l'indice de modulation permet de caractériser le système de l'Etat de façon globale, mais qu'il ne donne pas d'information sur les incitations auxquelles font face les entreprises. Les incitations de l'employeur sont le plus souvent mesurées dans la littérature par le coût marginal d'imposition.²² Ce coût, qui représente la valeur actuelle de la somme de tous les impôts supplémentaires engendrés dans le futur par une hausse d'un dollar des allocations facturées à l'entreprise, prend la valeur 1 si l'entreprise finit par payer l'intégralité des coûts supplémentaires engendrés par sa politique de gestion de main d'œuvre. Les formules nécessaires pour calculer ce coût varient selon le système choisi; parce qu'elles sont compliquées, leur expression est donnée en annexe. C'est le coût marginal d'imposition, et la réaction des entreprises aux variations de ce coût, qui font l'objet des analyses empiriques que l'on peut trouver dans la littérature économique. Les résultats de ces analyses seront commentés dans la section 4 de cet article.

3. Les modèles théoriques examinant les effets de l'expérience rating sur le chômage

La littérature économique théorique concernant la modulation des cotisations d'assurance chômage a connu essentiellement deux périodes d'expansion: à la fin des années 1970 avec les analyses statiques de Baily (1977), Brechling (1977a, 1977b) et Feldstein (1976, 1978), puis au début des années 1990 avec les modèles dynamiques proposés par Anderson (1993), Anderson et Meyer (1994, 1998), Card et Levine (1994) et Hamermesh (1993). Ces modèles, comme presque toute la littérature empirique, examinent principalement la question des licenciements temporaires (temporary layoffs), dont l'équivalent en France serait le chômage partiel. De ce fait, nous utiliserons indifféremment dans cette section les termes de chômage partiel et de licenciement temporaire.²³

Nous commencerons cette section par une description rapide des modèles statiques ayant étudié les effets de l'expérience rating sur les licenciements. Le raisonnement en faveur de la modulation est simple. En l'absence d'expérience rating, l'employeur qui licencie n'encourt pas l'intégralité du coût des allocations chômage perçues par les employés qu'il met à la porte. Il bénéficie donc d'une sorte de subvention, payée par les autres entreprises, celles qui ne licencient pas. Cette subvention croisée induit les entreprises qui n'ont pas licencié à embaucher moins, et les entreprises qui recourent souvent aux licenciements (en particulier temporaires) à embaucher plus de travailleurs, mais pour des emplois moins stables. La comparaison théorique des deux systèmes (avec et sans expérience rating) repose sur l'utilité des travailleurs dans chacune des deux situations.

La deuxième partie de cette section considère les modèles dynamiques examinant les effets de la modulation des cotisations sur le chômage. Cette question est abordée dans ces modèles sous l'angle des coûts d'ajustement. Dans cette approche, les entreprises doivent tenir compte des effets de leur politique actuelle de gestion de la main d'œuvre sur leurs coûts futurs. Dans un régime d'expérience rating, un licenciement implique une hausse des cotisations encourues à la période

suivante, et de ce fait l'entreprise est incitée à limiter ses licenciements en période de basse conjoncture. Ceci étant dit, un système de modulation des cotisations en fonction du nombre de travailleurs licenciés devenant chômeurs indemnisés incite également l'entreprise à réduire ses embauches en période de haute conjoncture. En effet l'entreprise sait qu'elle sera obligée de licencier des travailleurs au prochain retournement de conjoncture, et ces licenciements entraîneront pour elle, comme auparavant, des coûts supplémentaires. Les prédictions de ces modèles sur le niveau de chômage induit par le système de modulation sont donc plus ambiguës que celles des modèles statiques.

3.1 Modèles statiques

Les premières modélisations de l'impact de l'expérience rating sur le chômage étaient essentiellement statiques. Dans ce champ, les articles de référence sont ceux de Baily (1977), Brechling (1977a, 1977b) et Feldstein (1976, 1978). Leurs modèles considèrent l'assurance chômage du point de vue de l'employé, en la traitant comme une composante de ses revenus. Pour illustrer leur fonctionnement, nous allons détailler le modèle probablement le plus simple et le plus caractéristique dans cette littérature, celui de Feldstein (1976) qui considère explicitement l'effet des taux de cotisation sur la détermination du niveau de chômage. Ce modèle suppose un marché du travail parfaitement concurrentiel, où la concurrence fait monter les salaires jusqu'au point où tous les employeurs perçoivent un profit nul.

Considérons une entreprise qui fait face à une demande variable pour son produit. Cette entreprise choisira de façon optimale son niveau de capital et son effectif en prenant en compte les fluctuations de cette demande. Nous supposons que le capital, une fois installé, ne peut pas être changé. Dans le cas simple avec deux types de conjonctures (haute et basse), ces hypothèses impliquent des effectifs qui varient avec la conjoncture. Une fraction des travailleurs embauchés en période de haute conjoncture sera mise au chômage partiel en période de basse conjoncture.

Dans ce scénario, lorsque les travailleurs choisissent un emploi, ils tiennent compte du risque de chômage qui lui est associé en période de basse conjoncture, mais aussi des allocations qu'ils percevront s'ils perdent cet emploi. La valeur espérée d'un emploi risqué sera donc la moyenne pondérée du salaire (net des cotisations et de l'impôt sur le revenu) et des allocations chômage (nettes de l'impôt sur le revenu).²⁴

Dans ce modèle, la subvention implicite à l'assurance chômage s'écrit

$$J = \frac{[(1-t_b) - (1-t_y)e]b}{(1-t_y)}$$

Dans cette expression, t_y représente le taux d'imposition sur les revenus de travail, t_b est le taux d'imposition sur les allocations perçues, e est le coût marginal d'imposition ($e=0$ correspond au cas où les cotisations ne sont pas modulées en fonction de l'historique des licenciements, $e=1$ correspond à celui où l'entreprise reverse sous la forme de cotisations patronales l'intégralité des allocations qu'elle induit) et b est le niveau des allocations. J représente donc la valeur, en termes de salaire avant impôt, de l'écart entre les allocations nettes perçues $[(1-t_b)b]$ et le coût net de ces allocations pour l'employeur $[(1-t_y)eb]$. Notons que le coût marginal d'imposition qui annule cette subvention implicite peut s'écrire $e^* = \frac{(1-t_b)}{(1-t_y)}$. Autrement dit, il ne suffit pas que l'entreprise paie 100% des allocations perçues ($e=1$) pour éliminer la subvention implicite: l'entreprise doit payer plus de 100% des allocations lorsque les impôts pèsent plus lourdement sur les salaires que sur les allocations, comme c'était le cas aux Etats-Unis jusqu'en 1987 pour certains individus.

Quel est l'impact de cette subvention sur l'état du marché du travail? Remarquons tout d'abord que, dans le cas où les cotisations dues par l'entreprise ne dépendent pas de son historique de licenciement ($e=0$), la subvention $J = \frac{(1-t_b)b}{(1-t_y)}$ est forcément plus élevée que dans le cas contraire ($e>0$). Ceci implique qu'une entreprise qui fait face à un taux de cotisation non indexé à son

historique (soit dans un système sans experience rating, soit lorsqu'elle se trouve soumise au taux plancher ou plafond) peut offrir à ses travailleurs le même niveau d'utilité pour un coût moindre.

Ce phénomène a deux conséquences. Premièrement, dans un système sans experience rating, les entreprises qui ont le plus souvent recours au chômage partiel bénéficient d'une subvention plus forte. Ces entreprises peuvent donc proposer des salaires plus élevés que les entreprises qui utilisent moins le chômage partiel; en d'autres termes, les entreprises qui mettent le plus souvent les salariés en chômage peuvent augmenter leurs effectifs, ce qui ne fait qu'aggraver le niveau du chômage. Par ailleurs, dans un système avec experience rating comportant des taux plafonds (comme c'est le cas dans tous les Etats), l'entreprise au plafond d'un barème peut proposer un salaire plus élevé qu'une entreprise ayant licencié moins de travailleurs par le passé. Ainsi les taux plafonds ont également tendance à déplacer l'emploi vers les entreprises qui licencient beaucoup.

3.2 Modèles dynamiques

Les modèles dynamiques analysant les effets de la modulation des cotisations sur le chômage prolongent les modèles examinant les effets des coûts d'ajustement sur la demande de travail.²⁵ Dans ces modèles, une entreprise est supposée tenir compte des effets de sa politique de gestion de la main d'œuvre sur ses coûts futurs de main d'œuvre. Le lien entre le nombre de chômeurs induits par les licenciements et le taux de cotisations imposé par le système d'experience rating est le mécanisme par lequel les licenciements d'aujourd'hui deviennent les coûts de demain. Beaucoup de contributions théoriques ont pu donner lieu à des estimations économétriques.²⁶ C'est le cas par exemple des articles d'Anderson (1993), d'Anderson et Meyer (1994, 1998), de Card et Levine (1994) et d'Hamermesh (1993).²⁷ Nous présenterons ici une version simplifiée du modèle de Card et Levine (1994).

A tout instant, une entreprise est responsable de deux types des travailleurs: ceux qu'elle emploie (et auxquels elle verse un salaire) et ceux qu'elle a mis au chômage (et pour lesquels elle

cotise). Sachant qu'un certain pourcentage de ses travailleurs démissionnera et que certains de ses salariés en chômage partiel trouveront des emplois dans d'autres entreprises, l'employeur peut donc, en période de haute conjoncture, devoir embaucher et former ses nouveaux employés, ce qui lui est coûteux. Le profit, dont l'entreprise cherche à maximiser la valeur actualisée à toute date, est comme habituellement fonction de ses revenus (qui dépendent de la conjoncture) et des salaires qu'elle paie, mais aussi de ses cotisations à l'assurance chômage (qui dépendent du nombre de travailleurs qu'elle a mis en chômage).

En faisant des hypothèses sur la forme du cycle économique, nous pouvons examiner à l'aide de ces modèles la façon dont l'emploi (en haute conjoncture) et le chômage²⁸ (en basse conjoncture) varient avec le coût marginal d'imposition.²⁹ Les expressions du niveau d'emploi en haut du cycle et du taux de chômage au bas du cycle sont compliquées, mais l'impact des variations du coût marginal d'imposition sur ces valeurs est relativement facile à exprimer. Selon Card et Levine (1994), les variations de l'emploi en haut du cycle et du chômage au bas du cycle, qui sont toutes deux des fonctions du coût marginal d'imposition (noté $1-s$ ci-dessous, s étant la partie mutualisée des allocations ou la subvention implicite), s'écrivent

$$\frac{\eta \log N_h}{\eta(1-s)} = -hRb(1-d) \quad (3.2.1)$$

$$\frac{\eta u_l}{\eta(1-s)} = -hR(1+b(1-d)) \quad (3.2.2)$$

où $\log N_h$ est le logarithme népérien du niveau de l'emploi en haut du cycle,³⁰ h est l'élasticité de la demande de travail ($h > 0$), R est le taux de remplacement net (le pourcentage du salaire précédent que l'individu touche sous la forme d'allocations nettes), b et le facteur d'escompte (1 sur 1 plus le taux d'intérêt) et d est le taux de démission.

On remarquera que ces deux expressions sont négatives. Cela implique qu'une augmentation du coût marginal d'imposition fera baisser le chômage en période de basse conjoncture (3.2.2), mais aussi l'emploi en période de haute conjoncture (3.2.1). L'effet sur le chômage s'explique par le fait

qu'un travailleur mis au chômage en période de basse conjoncture provoque une augmentation des impôts de l'entreprise par l'intermédiaire du terme $(1-s)wR$, où w est le salaire. Lorsque le cycle économique s'améliore, l'anticipation de licenciements futurs modère les embauches supplémentaires de l'entreprise.

Mais les expressions (3.2.1) et (3.2.2) indiquent que l'effet est plus fort sur les licenciements que sur les embauches. Autrement dit, la modulation des cotisations en fonction des licenciements passés (pour des valeurs de $1-s$ proches de 1) réduit les fluctuations d'emploi (et de chômage) avec le cycle, car les employeurs préfèrent lisser leurs ajustements plutôt que procéder à des variations brutales d'effectifs. Par ailleurs, elle tend à faire augmenter le niveau moyen de l'emploi, car non seulement l'employeur doit anticiper de probables licenciements lorsqu'il embauche de nouveaux travailleurs, mais il sait également qu'une certaine partie de ces travailleurs nouvellement embauchés démissionnera et que leur départ ne sera pas facturé à l'entreprise. Seules les réductions d'effectifs correspondant à des licenciements seront comptabilisées à l'employeur.

En somme, la prédiction majeure des modèles dynamiques examinant les effets de la modulation des cotisations sur le chômage est qu'une réduction de la variabilité de l'emploi et une baisse du chômage sont associées à un coût marginal d'imposition plus élevé. Certes l'expérience rating diminue le niveau d'emploi en haut du cycle, mais il baisse encore plus le taux de chômage au creux du cycle. Une autre façon de présenter les résultats du modèle est de dire que, si les périodes de haute et de basse conjoncture sont de même durée moyenne,³¹ le niveau moyen de l'emploi augmente et sa variabilité (i.e. sa variance) baisse quand les cotisations payées par les entreprises les plus responsables du chômage indemnisé sont plus élevées.

4. Experience rating et chômage: les résultats des études empiriques américaines

Les modèles théoriques décrits dans la section 3 ont servi de référence aux études empiriques consacrées aux effets de l'expérience rating sur le chômage. Toutefois, dans cette littérature

empirique relativement abondante, la plupart des articles ont été consacrés à la validation des prédictions des modèles statiques. Pour autant, nous n'omettrons pas de présenter également les conclusions des travaux empiriques ayant pris comme référence analytique les modèles dynamiques. Nous commencerons par présenter les données qui ont été utilisées pour réaliser ces différents types d'études.

4.1 Données agrégées et données individuelles administratives

Les données exploitées dans l'examen des effets du coût marginal d'imposition (qui est la mesure du niveau de l'expérience rating la plus fréquemment employée) sur le chômage ont beaucoup évolué au cours du temps. Jusqu'à 1990, la plupart des chercheurs ont utilisé des données provenant d'enquêtes du type de l'Enquête Emploi (notamment le Current Population Survey, ou CPS). Ils y ont adjoint des informations sur les coûts marginaux d'imposition en mobilisant d'autres sources statistiques. A cette date-là, les chercheurs ne pouvaient pas encore accéder aux fichiers d'entreprises ou aux données qui leur auraient permis de calculer les taux de cotisations des employeurs. Par contre, il leur était possible d'utiliser des publications contenant les taux moyens annuels de cotisation par secteur et par Etat. De ces données agrégées, ils ont pu déduire à l'aide des barèmes, année par année, le coût marginal d'imposition dans chaque secteur et chaque Etat. Cette méthode est employée, entre autres, par Card et Levine (1994), Deere (1991), Hamermesh (1990), Topel (1983, 1984) et Topel et Welch (1980).³²

Malgré tout, les données agrégées présentent un défaut majeur: elles ne donnent pas d'information directe et précise sur le taux de cotisation payé par l'employeur de l'individu observé dans le CPS. Par ailleurs, le chercheur ne connaît pas le niveau d'emploi et les allocations facturées à l'employeur, bien que l'on puisse observer son coût marginal d'imposition. Etant donné que tous les modèles théoriques décrits dans la section 3 font référence ou bien au taux de cotisation de l'employeur, ou bien au nombre de chômeurs attribuables à l'entreprise, ces auteurs ont été obligés de faire des hypothèses simplificatrices pour pouvoir estimer ces modèles. Ainsi, certains, tels que

Card et Levine (1994) ou Deere (1991), supposent que le taux de cotisation est le même pour toutes les entreprises appartenant à un secteur d'activité donné et localisées dans le même Etat, alors que d'autres, tel que Topel (1983, 1984), supposent que les taux non - observés sont hétérogènes mais non - corrélés avec les autres variables du modèle.

Ces hypothèses simplificatrices posent problème dès qu'il s'agit de tester de manière robuste les modèles théoriques. Par exemple, Allain (1996), Anderson et Meyer (1993, 1994) et Vroman (1998) mettent en évidence l'existence d'une hétérogénéité intrasectorielle importante au sein des Etats. En particulier, les techniques économétriques utilisées par Allain (1996) montrent que les corrélations entre le coût marginal d'imposition et toutes les autres variables explicatives, notamment les caractéristiques des travailleurs de l'entreprise, ne sont pas nulles. D'autre part, Anderson et Meyer (1994) montrent que la similitude entre l'estimation de l'effet de l'expérience rating obtenu à partir de données agrégées et celle obtenue à partir de données individuelles administratives est largement fortuite.

Les fichiers de données individuelles administratives, qui sont apparus aux Etats-Unis au début des années 1990 avec le projet CWBH (Continuous Wage and Benefits History, ou Série historique des salaires et des allocations), permettent d'éliminer la plupart de ces problèmes. Ces fichiers, qui proviennent essentiellement des fichiers des administrations locales comparables à l'UNEDIC au sein de chaque Etat, fournissent les identifiants des entreprises et des individus et incluent des informations sur les historiques de licenciements et les taux de cotisation payés par chaque entreprise. Avec ces données, Allain (1996), Anderson (1993), Anderson et Meyer (1994, 1998) et Vroman (1998) ont pu tester directement les prédictions des modèles décrits dans la section 3.

4.2 L'impact de l'expérience rating sur le niveau du chômage

Les premières analyses empiriques consacrées à l'impact du coût marginal d'imposition sur le niveau du chômage utilisaient des données agrégées. Dans cette littérature, principalement publiée

dans les années 1980, l'article le plus cité est celui de Topel (1983).³³ Dans son étude, Topel utilise les données du CPS de 1975 et des statistiques agrégées provenant de 19 Etats et 29 secteurs relativement désagrégés. A partir d'un modèle économétrique des transitions entre l'emploi et le chômage, il estime l'élasticité du chômage par rapport à la subvention implicite fournie par le système de modulation (1 moins le coût marginal d'imposition). Avec cette méthodologie, il estime qu'une suppression de la subvention, ce que la littérature appelle un passage à l'expérience rating parfait, réduirait le taux de chômage partiel de 30% dans son échantillon. Il trouve que plus de 60% de l'effet négatif de la subvention est dû à une réduction du taux de sortie du chômage; autrement dit, la durée moyenne des épisodes de chômage est plus longue lorsque les cotisations patronales ne sont pas modulées.

En 1991, Donald Deere a estimé une autre prédiction des modèles statiques, à savoir celle concernant l'effet que la subvention implicite fournie par un taux imparfaitement indexé pourrait avoir sur la distribution intersectorielle des emplois. Rappelons que les modèles théoriques prédisent que cette subvention implicite permet aux secteurs les moins stables d'embaucher plus de travailleurs et aussi d'engendrer plus de chômage. A l'aide de données provenant de 31 Etats et 7 secteurs relativement agrégés au cours de la période 1962-1969, Deere (1991) trouve que la subvention implicite fait augmenter l'emploi dans le secteur de la construction relativement au secteur des services et au secteur minier. Une augmentation de 10% de la subvention fera croître l'emploi de 2% dans le secteur de la construction et réduira l'emploi de 1% dans les secteurs des services et des industries minières. En outre, il trouve que ce simple effet de réallocation des travailleurs des secteurs les plus stables vers les secteurs les moins stables a fait augmenter d'environ 5% le taux de chômage en 1968 et 1969.

L'apparition de données individuelles provenant des agences gouvernementales d'assurance chômage a permis aux chercheurs d'améliorer significativement la fiabilité de leurs estimations. Dans un article consacré à l'Etat de Washington, Allain (1996) a montré que le coût marginal d'imposition a des effets significatifs sur le chômage et l'emploi. Elle utilise une approche économétrique

développée par Abowd, Kramarz et Margolis (1999) qui consiste à identifier, au sein des facteurs expliquant les licenciements, les effets dus aux caractéristiques inobservées des individus et des entreprises, et ceux associés à des caractéristiques observées comme le coût marginal d'imposition. Allain trouve une corrélation négative entre le coût marginal d'imposition de l'employeur et la probabilité que l'individu se retrouve au chômage, ainsi qu'une corrélation négative entre le coût marginal d'imposition et les caractéristiques individuelles inobservées augmentant le risque de chômage. Autrement dit, une subvention implicite élevée augmente le risque de chômage des travailleurs, mais parce que les entreprises les plus subventionnées sont aussi celles qui embauchent les travailleurs les moins stables, un système imparfait d'expérience rating provoque une concentration du chômage parmi certaines entreprises. Si le premier type de corrélation implique que la modulation des cotisations réduit le chômage, le second, qu'Allain estime être quantitativement plus important, a un effet plus ambigu. Pour mesurer l'effet total de la modulation des cotisations, Allain (1996) simule alors l'impact d'une suppression de l'expérience rating dans l'Etat de Washington. Elle trouve que le taux de licenciement augmenterait de 0,03% *par firme*. Ceci pourrait avoir des effets importants au niveau agrégé .

Pour leur part, Anderson et Meyer (1994) considèrent six Etats inclus dans le CWBH projet (Géorgie, Idaho, Louisiane, Missouri, Nouveau Mexique et Caroline du Sud). Ils retiennent dans leur analyse tous les secteurs, mais ils n'utilisent qu'un sous-échantillon de 100.000 à 200.000 observations couvrant 20 trimestres entre 1978 et 1984.³⁴ Ils commencent par revenir sur les analyses faites avec des données agrégées, telles celles de Topel (1983) et Card et Levine (1994). Pour ce faire, ils comparent leurs estimations faites *entreprise par entreprise* avec celles des modèles estimés par Topel (1983) et Card et Levine (1994). Ils trouvent des résultats semblables lorsqu'ils construisent des mesures agrégées, mais les prévisions obtenues pour les données individuelles suggèrent que les effets estimés de Topel (1983) sont trop bas, alors que celles obtenues par Card et Levine (1994) sont trop élevées. Les estimations faites à partir du "véritable" coût marginal d'imposition (i.e. du coût observé *pour chaque entreprise*) suggèrent que 13% des séparations

temporaires et 8% des séparations permanentes sont dues à la subvention implicite offerte par les systèmes actuels d'experience rating.

Ensuite, ils supposent comme Allain (1996) qu'il peut exister des caractéristiques inobservées corrélées avec le taux marginal d'imposition et dont l'omission dans la procédure d'estimation peut biaiser les estimations. Après correction de ce biais potentiel,³⁵ leurs estimations indiquent que 23% des licenciements temporaires et 21% des séparations permanentes sont dues à la subvention implicite.

4.3 L'impact de l'experience rating sur les fluctuations du chômage

Ce second type d'analyses a été conduit plus récemment. Hamermesh (1990) cite toutefois un article d'Halpin (1979) qui retient seulement trois secteurs industriels de faible taille observés entre 1960 et 1974 pour des échantillons de 36 à 50 Etats. Dans cette étude, Halpin trouve qu'une base salariale imposable plus grande réduit la variabilité saisonnière de l'emploi, mais il trouve que les autres variables n'ont pas d'effet. Hamermesh (1990) a émis des doutes sur la fiabilité de ces résultats. Pour dépasser les critiques d'Hamermesh, il a fallu attendre l'article de Card et Levine (1994) qui contient des résultats empiriques déduits de l'appariement de données individuelles et de caractéristiques agrégées des systèmes.

Card et Levine (1994) ont utilisé des données provenant du CPS entre 1979 et 1987 pour 36 Etats et 5 secteurs assez agrégés, notamment le secteur de la construction qui a un taux de licenciement particulièrement élevé et une activité fortement saisonnière. Ils considèrent à la fois les variations du chômage dues au cycle économique et ses variations saisonnières. Pour chaque type de fluctuation, ils estiment l'effet du coût marginal d'imposition sur le chômage partiel, le chômage normal (c'est-à-dire la situation dans laquelle les travailleurs licenciés n'anticipent pas de réembauche après une amélioration de la conjoncture), et les autres types de séparation. Ils trouvent que le chômage partiel, et le chômage normal dans une moindre mesure, sont significativement liés au coût marginal d'imposition résultant du système d'experience rating. Leurs estimations suggèrent que le

passage d'un système où le coût marginal moyen d'imposition est de 0,68 à l'expérience rating parfait, c'est-à-dire à une situation où le coût marginal d'imposition est de 1, permettrait de réduire le chômage partiel d'environ 20% et le chômage normal de 5%. Par ailleurs, leurs estimations indiquent que les effets du coût marginal d'imposition sur le chômage sont fortement cycliques. Ainsi, les effets sur le chômage partiel dans le secteur de la construction sont dix fois plus importants dans les creux du cycle (par exemple en 1981) que dans les points hauts (par exemple en 1987). Dans les services les effets sont malgré tout quatre fois plus forts en bas qu'en haut du cycle.³⁶ Ceci est cohérent avec le modèle de la section 3.2, qui prédit des effets sur le chômage plus importants en bas de cycle que sur l'emploi en haut de cycle. Enfin, les résultats montrent que la modulation des cotisations joue aussi d'une façon importante sur le chômage saisonnier, les effets dans les mois les plus fastes étant 4 fois plus grands dans la construction, mais seulement 1,2 fois plus grands dans le secteur marchand.

Anderson (1993) utilise les données relatives au secteur du commerce de détail extraites du même fichier que celui utilisé par Anderson et Meyer (1994). Elle étudie les fluctuations saisonnières de l'emploi, qui sont particulièrement notables dans ce secteur, et elle estime l'impact du coût marginal d'imposition sur les variations d'emploi et sur la probabilité d'effectif constant de trimestre en trimestre. Elle trouve qu'une augmentation du coût marginal d'imposition de 10% est associée à une réduction de 1,3% de la probabilité qu'une entreprise modifie son effectif d'un trimestre à l'autre. Autrement dit, son modèle prévoit que la modulation des cotisations réduit le risque qu'une entreprise recoure au chômage partiel pour répondre aux variations faibles de la demande de son produit. Anderson trouve par ailleurs que la variation saisonnière d'emploi est très sensible au coût marginal d'imposition, et qu'un passage de 0,4 (la moyenne sur son échantillon) à 1 réduirait de 14% la variabilité saisonnière de l'emploi. En plus, elle trouve que la modulation des cotisations sert non seulement à réduire la variabilité de l'emploi, mais qu'elle augmente aussi l'emploi moyen annuel. Enfin, Anderson (1993) estime que le niveau moyen de l'emploi annuel augmenterait de 4,3% si un système d'expérience rating parfait était institué.

Comme Allain (1996), Anderson et Meyer (1998) exploitent les données relatives à l'Etat de Washington, mais avec une approche différente. L'Etat de Washington était caractérisé par un taux fixe pour les cotisations patronales entre 1972 et 1984, mais la loi fédérale TEFRA (voir section 2.1) l'a contraint à mettre en place en 1985 un système de modulation des cotisations en fonction des historiques de licenciements. Anderson et Meyer (1998) traitent les modifications très soudaines des taux de cotisation entre 1984 et 1985 comme une expérience naturelle permettant l'évaluation de l'impact de l'expérience rating. Ils testent plusieurs aspects des modèles statiques et dynamiques, notamment les prédictions énonçant que les secteurs subventionnés pourraient offrir des salaires plus élevés grâce à la subvention, que le taux et la variabilité du chômage devraient baisser avec le passage à l'expérience rating, et que le nombre de demandes d'allocations contestées par les employeurs devrait augmenter.³⁷³⁸

Anderson et Meyer (1998) trouvent que toutes ces implications sont vérifiées empiriquement dans le cas de l'Etat de Washington. En premier lieu, ils trouvent que les salaires ont baissé dans les secteurs anciennement subventionnés (i.e. ceux qui licenciaient beaucoup avant la réforme de 1985), mais seulement d'un montant équivalent à la hausse moyenne des coûts dans le secteur. En d'autres termes, tout se passe comme si les entreprises opéraient sur un marché du travail délimité par le secteur; une hausse de coût commune à toutes les entreprises du secteur se répercuterait alors dans les salaires des travailleurs de ce secteur. Mais les entreprises particulièrement volatiles n'arrivent pas à faire supporter l'intégralité des coûts supplémentaires, ce qui les amène à embaucher moins de travailleurs que les entreprises plus stables. Ce mécanisme peut aider à réduire le chômage.

Ensuite, Anderson et Meyer (1998) trouvent que la variabilité et le niveau des demandes d'allocations ont baissé après la réforme, alors que les rejets de demandes ont augmenté. Leurs estimations suggèrent que le passage d'un taux fixe à l'expérience rating parfait (comme ce pourrait être le cas en France) est associé à une réduction de 10% à 33% des demandes d'allocations et que la baisse de la saisonnalité des demandes est comprise entre 16% et 40%.³⁹ Ils trouvent également que l'introduction de la modulation des cotisations a été associée à une hausse du nombre des rejets de

demandes d'allocations comprise entre 51% et 66%. Cet accroissement du nombre des rejets a pour explication une augmentation du nombre de contestations des employeurs concernant les motifs des licenciements. Cette augmentation des rejets accroît le bien être collectif lorsque les demandes sont frauduleuses; en effet, l'Etat peut alors déléguer le contrôle des nouvelles demandes aux employeurs et concentrer ses efforts sur l'évaluation des cas difficiles, ce qui réduit le coût total pour le système et diminue le nombre de demandes frauduleuses. A l'inverse, l'accroissement du nombre de demandes rejetées pourrait avoir un impact négatif sur le bien être social si le nombre de contestations augmentant, les procédures d'appel (qui sont plus longues et plus coûteuses) étaient utilisées plus souvent et le nombre de chômeurs ne percevant pas les allocations auxquelles ils ont légitimement droit augmentait.

5. La mesure des coûts d'ajustement en France

Dans le cas de la France, deux études récentes ont été consacrées à la mesure des coûts d'ajustement du niveau de l'emploi dans les entreprises. Ce sont les études d'Abowd et Kramarz (1997) et Goux, Maurin et Pauchet (1999), dont nous allons rendre compte successivement dans cette section.

Dans un de leurs travaux récents, Abowd et Kramarz (1997) ont essayé de mesurer les coûts d'embauche et de séparation à partir d'un échantillon représentatif des établissements en 1992. Les données utilisées dans leur étude proviennent de trois sources INSEE: l'Enquête sur la Structure des Salaires (ESS, 1992), les Déclarations Mensuelles de Mouvements de Main d'Oeuvre (DMMO) et l'Enquête sur la Structure des Emplois (ESE, 1992). La première de ces sources fournit, pour chaque établissement enquêté, des informations sur :

- le volume moyen de l'emploi mensuel à temps plein,
- le nombre total de salariés embauchés sur CDD,
- le nombre total de salariés embauchés sur CDI,

- le nombre total de salariés passés en retraite ou en pré - retraite,
- le nombre total de licenciements pour raisons économiques, ventilé en deux sous-groupes professionnels (ingénieurs, cadres et dirigeants, d'une part, et autres salariés, d'autre part),
- le nombre total de licenciements pour autres raisons, ventilé de la même manière,
- les indemnités versées par l'entreprise aux salariés partant en retraite,
- ainsi que les indemnités de licenciement versées aux salariés licenciés.

Les DMMO permettent aux auteurs de l'étude de calculer certaines de ces variables lorsqu'elles sont manquantes dans l'ESS. L'Enquête sur la Structure des Emplois fournit le nombre de salariés dans l'établissement, ainsi que les effectifs d'encadrement. Après appariement des trois sources, il reste un échantillon de 7905 établissements d'au moins 20 salariés.⁴⁰

Le modèle estimé par Abowd et Kramarz (1997) se compose de quatre équations. Les deux premières sont les fonctions de coût de licenciement et d'embauche. Les coûts institutionnels, tels que les indemnités de licenciement imposées par les conventions collectives, sont inclus dans les coûts de licenciement. Les coûts liés à l'embauche (annonces de presse, cabinets de recrutement, etc.) et les coûts de formation sont inclus dans les coûts d'embauche. A partir de l'équation de définition du profit et des conditions de premier ordre du programme dynamique de l'entreprise, Abowd et Kramarz déduisent deux équations supplémentaires, qui expriment les conditions respectives sous lesquelles l'entreprise ne licencie pas ou n'embauche pas.⁴¹

Les résultats font apparaître que les coûts unitaires liés aux départs à la retraite sont d'autant plus faibles que ces départs sont nombreux, alors que les coûts unitaires liés aux autres motifs de séparation sont constants. Ces coûts ne sont jamais nuls, en raison des coûts fixes liés à l'existence des services du personnel propres aux entreprises. Les structures des coûts d'embauche dépendent des niveaux de qualification. Seules les embauches de cadres sur CDI ont un impact croissant et concave sur ces coûts. Pour tous les autres types de contrat et tous les autres niveaux de qualification, les coûts d'embauche ne dépendent pas du nombre d'embauches. La structure des services du personnel a un impact significatif sur tous les coûts. Toutefois, comme les auteurs le font

remarquer, ce résultat peut être dû à des effets de composition provenant de l'échantillonnage en coupe.

Dans le modèle estimé par Abowd et Kramarz (1997), les sorties mettant en cause des fins de CDI (licenciements, démissions, départs en retraite) affectent directement les coûts de séparation alors que les fins de CDD sont de ce point de vue sans effet. Au total donc, le comportement des entreprises françaises en matière de turnover semble résulter de la conjonction de coûts de séparations élevés (pour les séparations mettant en cause des salariés sur CDI) et de coûts faibles liés à l'utilisation des CDD.

Ces conclusions sont confirmées par les résultats de l'étude conduite par Goux, Maurin et Pauchet (1999). Goux, Maurin et Pauchet (1999) proposent et estiment un modèle dynamique de demande de travail dans lequel coûts d'embauche et de séparation du travail sur CDI et du travail sur CDD sont des fonctions quadratiques distinctes.⁴² Par ailleurs, une proportion constante des embauches sur CDD peut être transformée en CDI à la fin de la période (l'année dans l'exercice empirique). Les données utilisées proviennent d'un appariement de deux sources collectées par l'INSEE, les DMMO et les Bénéfices Industriels et Commerciaux (BIC). L'appariement réalisé par l'INSEE pour les années comprises entre 1988 et 1992 produit un panel de 2923 entreprises. Au sein de ce panel, les auteurs ont retenu les 915 entreprises pour lesquelles les informations sur les niveaux d'emploi contenues dans les deux sources sont cohérentes. Ce sous - échantillon représente 5% du volume total d'emploi dans le secteur manufacturier et 12% du produit total de ce secteur. Entre 1988 et 1992, leur emploi a décliné de 0,9% en moyenne par an, chiffre qui est comparable au taux moyen annuel de destruction d'emplois dans le secteur manufacturier durant la même période. Pour chaque entreprise et chaque année, il est possible d'observer:

- le nombre d'embauches sur CDD,
- le nombre d'embauches sur CDI,
- le nombre de licenciements,
- le nombre de fins de CDD,

- et le nombre d'autres séparations (démissions, départs en retraite, autres licenciements).

Le taux moyen d'embauche annuel sur CDD est voisin de 13% et fortement pro-cyclique: il était égal à 16,2% en 1989 et seulement de 9,4% en 1992. Le taux moyen de fin de CDD est inférieur au taux moyen d'embauche sur CDD. Il est également moins pro-cyclique, puisqu'il était par exemple égal à 9,7% en 1989 et à 7,2% en 1992. Le taux moyen d'embauche directe sur CDI est égal à 3,9%. Les embauches sur CDI représentent 23% du volume total des embauches. En 1989, 12% des entreprises n'embauchaient pas sur CDI; elles étaient 17% en 1992. Goux, Maurin et Pauchet mesurent le nombre de CDD transformés en CDI dans la même entreprise par la différence entre les nombres annuels d'entrées et de sorties sur CDD. Cette différence est positive dans 74% des cas. Selon cette convention, un tiers des CDD est transformé en CDI chaque année et le nombre total d'embauches (directes et indirectes sur CDI) représente en moyenne 8,3% de l'emploi total. Il y aurait donc chaque année autant d'embauches sur CDD que sur CDI. Le taux de transformation des CDD en CDI est plus pro-cyclique que le taux de fin de CDD: il était de 6,5% en 1988 et seulement de 2,1% en 1992.

Le taux annuel moyen de licenciement est égal à 1% environ au cours de la période. Il est contracyclique, égal à 0,5% en 1989 et à 1,8% en 1992; 21% des entreprises licencièrent au moins un salarié en 1989, contre 36% en 1992. Le taux de démission est légèrement pro-cyclique; il n'est pas corrélé avec le taux de licenciement mais il est positivement corrélé avec les divers taux d'embauche.

Les estimations sont réalisées à l'aide de la méthode généralisée des moments de façon à tenir compte de l'endogénéité des régresseurs. Les résultats montrent qu'il est coûteux d'embaucher sous CDI. Toutefois, il est plus coûteux de mettre fin à des CDI que d'embaucher des salariés sous ce type de contrats. Les coûts d'embauche sur CDI ne représentent que 2,5% des coûts de séparation relatifs aux CDI. Il existe donc de fortes asymétries dans les coûts d'ajustement relatifs aux emplois permanents. Ce résultat est très différent de ceux obtenus dans la plupart des études étrangères qui n'incluent pas les démissions et qui ne distinguent pas les emplois temporaires des emplois permanents (tout au moins dans les pays où cette distinction est pertinente). Lorsque les démissions

ou les CDD ne sont pas pris en compte, l'incidence des licenciements peut être grandement surestimée et leurs coûts sous-estimés. Goux, Maurin et Pauchet (1999) trouvent par ailleurs que l'embauche sur CDD n'est que légèrement moins difficile que celle sur CDI et que la transformation des CDD en CDI est un moyen d'ajuster le volume des emplois permanents. Ceci permet d'expliquer pourquoi les CDD représentent la plupart des embauches et pourquoi la sensibilité de la demande de travail au cycle a été plus grande dans les années quatre-vingt dix qu'elle ne l'a été au début des années quatre-vingt, avant l'introduction de la nouvelle législation sur les contrats de travail.

6. Quelques considérations sur le cas français

Gagnerait-on à introduire la modulation des cotisations patronales en fonction de l'historique des licenciements, sous une forme adaptée, dans notre pays?⁴³ Les évaluations des systèmes d'expérience rating mis en place aux Etats-Unis sont sans équivoque quant aux bénéfices que l'on peut en attendre par rapport à un système de cotisation à taux uniforme. Il est cependant difficile de répondre à cette question sans avoir au préalable examiné de façon approfondie les spécificités du marché du travail français.

Ainsi, la réglementation de l'assurance chômage (conditions d'éligibilité, indemnisation des licenciements pour faute, durée et niveau des allocations), de même que les spécificités du droit français du travail (existence d'une période d'essai, mais surtout multiplicité des contrats de travail possibles) interdisent une transposition pure et simple du système d'expérience rating américain. En effet, certaines dispositions du droit français pourraient offrir aux entreprises des marges de manœuvre propres à réduire, voire à annuler les effets bénéfiques d'une modulation des taux de cotisation employeurs à l'assurance chômage. L'examen détaillé des problèmes soulevés par l'environnement institutionnel et le droit du travail suggère ainsi des voies d'adaptation possible du système d'expérience rating.

Relativement à un système d'expérience rating, les règles françaises en matière d'assurance chômage soulèvent deux types de problèmes.

1. Le système d'expérience rating fait supporter aux entreprises une partie substantielle des coûts engendrés par leurs politiques de gestion de la main-d'œuvre. Il pose donc, implicitement, la question délicate de l'appréciation de ces coûts et en particulier du partage du coût attaché à la durée de l'épisode de chômage entre l'ex-employeur et la collectivité. Aux Etats-Unis, les allocations chômage versées aux travailleurs licenciés sont à la fois moins élevées et versées sur une période de temps plus courte. Le problème se pose avec une toute autre acuité en France, compte tenu du montant des allocations versées aux chômeurs, de la durée d'indemnisation et, dans les faits, d'une durée moyenne du chômage beaucoup plus longue.⁴⁴ Dans ce contexte, la mise en place d'un système de type expérience rating conduirait à faire peser sur les entreprises françaises une charge bien plus lourde que celle supportée par les employeurs américains. Rappelons toutefois que, selon les estimations de Topel (1983) décrites en section 4.2, la durée moyenne des épisodes de chômage est plus courte lorsque les cotisations patronales sont modulées que lorsque le taux de cotisation reste fixe.

La charge est plus lourde en France principalement parce que, dans notre pays, l'assurance chômage répond à un double objectif : elle joue bien évidemment le rôle d'une assurance contre le risque de perte temporaire de revenus salariés, mais elle est aussi un instrument de lutte contre la pauvreté. La mise en place d'un système d'expérience rating impose de clarifier et de distinguer ces deux objectifs, afin de n'imputer à l'entreprise que la part des prestations qui relèvent de l'assurance et non de la solidarité. Il faudrait, en l'occurrence, fixer une durée maximum au-delà de laquelle les prestations versées au chômeur cesseraient d'être imputées à son ex-employeur.

2 Le second problème tient au fait que le licenciement pour faute ouvre droit en France à l'indemnisation chômage, ce qui n'est pas le cas aux Etats-Unis. Dans la mesure où la modulation des cotisations patronales impute les allocations chômage à l'employeur "responsable" des licenciements, il paraît logique d'exclure les allocations versées dans le cas de licenciement pour

faute professionnelle de la base des allocations à partir de laquelle les taux de cotisation sont calculés.

Cependant, une telle exonération pourrait induire des stratégies de contournement de la part des entreprises. Rappelons qu'Anderson et Meyer (1998) ont montré que le pourcentage de demandes d'allocations contestées par l'employeur est plus élevé dans un système de modulation que dans un système à taux unique. L'exonération des allocations versées suite à un licenciement pour faute professionnelle pourrait provoquer une reclassification des licenciements, et augmenter la part des licenciements pour faute professionnelle. Ceci imposerait donc une vigilance accrue des ASSEDIC, car l'employé n'est pas incité à contester cette reclassification : il perçoit ses indemnités de licenciement et ses allocations chômage indépendamment du motif du licenciement.

Les spécificités du droit du travail français, par rapport au droit américain, impliqueraient également un certain nombre d'aménagements. On peut en citer essentiellement deux.

3. L'existence de contrats de travail à durée déterminée pose un problème particulier.⁴⁵ Si les entreprises se voyaient attribuer les allocations chômage que leur politique de fins de contrat induit, on pourrait assister à un raccourcissement des durées des CDD, de sorte que les salariés embauchés sur CDD travailleraient majoritairement durant un nombre de jours inférieur au seuil de 122 jours ou 676 heures qui ouvre droit aux allocations. Si le dispositif d'expérience rating ne tenait pas compte de la nature des contrats de travail rompus, les entreprises pourraient alors avoir intérêt à ne proposer que des CDD de courte durée n'ouvrant pas droit aux allocations chômage. On observe cependant que la grande majorité des CDD est d'ores et déjà de très courte durée, alors qu'une grande partie du chômage indemnisé résulte des fins de CDD (voir la section 7 ci-dessous).

Mais si l'on décidait d'exempter les entreprises des allocations chômage versées pour fin de CDD du calcul des taux, il faudrait redéfinir la masse salariale imposable utilisée comme dénominateur dans les divers ratios. Plus précisément, si l'entreprise pouvait recourir aux CDD

sans se voir imputer les allocations à verser en cas de rupture de ces contrats, elle pourrait inclure les salaires versés aux travailleurs embauchés sur CDD dans la masse salariale de référence, ce qui diminuerait son ratio. Rappelons (voir section 5) que Goux, Maurin et Pauchet (1999) ont démontré que les entreprises ont déjà recours très souvent au CDD comme premier contrat d'embauche. Il est clair qu'en ce cas les entreprises seraient encore plus incitées à recourir à ces formes de contrat.

Bien évidemment, l'ampleur de ce type d'effets est incertaine. Seul un examen approfondi des comportements des entreprises en matière de recours aux CDD permettra d'apprécier ces effets et de définir une règle efficace de prise en compte des CDD dans le calcul des ratios de réserve ou de versement. La section 7 présente les premiers éléments d'analyse empirique sur ce sujet.

4. Il conviendrait également de réfléchir au rôle des périodes d'essai dans les embauches sur CDI. L'éligibilité à l'assurance chômage devrait-elle tenir compte des durées de ces périodes? Si un individu était embauché sur CDI, devrait-on imputer à l'employeur un licenciement survenant pendant la période d'essai? Et si l'on excluait les allocations versées à la suite de ce type de licenciement du calcul du ratio fixant le taux de cotisation, devrait-on également les exclure de la masse salariale utilisée dans ce calcul ? Cette dernière question est plus subtile que celle soulevée dans le point précédent, car les périodes d'essai sont en général d'une durée maximale plus courte que celle des CDD et elles peuvent être interrompues à n'importe quel moment sans coût supplémentaire, alors qu'une entreprise qui rompt un CDD à mi-parcours doit indemniser l'employé.

Enfin, les caractéristiques du marché du travail français peuvent soulever des questions particulières qui ne se posent pas aux Etats-Unis.

5. On l'a vu, les coûts d'ajustement en France sont globalement élevés, et le sont plus particulièrement pour les contrats de travail à durée indéterminée (section 5). Or, il se peut que la réussite du système d'expérience rating aux Etats-Unis s'explique par des coûts d'ajustement

globalement plus faibles. De ce point de vue, un dispositif de modulation des cotisations patronales ne constituerait-il pas un coût supplémentaire d'ajustement pour les entreprises, les pénalisant encore davantage en cas de chocs externes ?

Cet argument exige une réponse nuancée. En effet, il ne faut pas oublier que le basculement d'un système à taux fixe vers un système à taux variable n'affecte pas toutes les entreprises de la même façon. Les entreprises les plus stables ou les plus créatrices de nouveaux emplois verraient baisser leur taux de cotisation à l'assurance chômage par rapport au système actuel, réduction de coût qui pourrait leur permettre d'embaucher plus que dans le système actuel. En outre, ces nouveaux emplois seraient créés principalement dans les entreprises les plus dynamiques et dans les secteurs ayant la plus forte croissance, ce qui réduirait le risque que ces nouvelles embauches débouchent rapidement sur des licenciements.

6. Enfin, les caractéristiques du chômage en France posent des problèmes particuliers et soulèvent la question de l'articulation d'un système d'expérience rating avec les politiques de l'emploi.

Face au risque de chômage de (très) longue durée, plus élevé en France qu'aux Etats-Unis, les employeurs français pourraient en effet être amenés, dans le cadre d'un système de type expérience rating, à se montrer plus sélectifs que leurs homologues américains au moment de l'embauche. En effet, si l'employeur sait qu'il risque de se voir imputer des indemnités chômage relativement élevées pendant plusieurs années, il aura tendance à être plus exigeant sur les qualités, ou sur "l'employabilité" de la main d'œuvre qu'il souhaite recruter. Un tel comportement pourrait avoir comme conséquence un accroissement du chômage de longue durée et des effets de stigmatisation qui lui sont associés. Ainsi que cela a été précisé plus haut (point 1), ce risque appelle la mise en œuvre d'une "règle d'arrêt".

Mais ce point soulève la question plus générale du traitement des dispositifs d'aide à l'emploi des travailleurs les moins qualifiés. Les épisodes de chômage faisant suite à ces dispositifs pourraient être exclus du calcul des coûts à facturer à l'employeur, afin d'éviter de pénaliser

l'embauche de chômeurs de longue durée. Toutefois le recours massif aux emplois aidés, par eux-mêmes générateurs de subventions aux entreprises, compliquerait à l'évidence la gestion d'un système de modulation des cotisations patronales tenant compte de l'historique des licenciements. Autrement dit, il serait important de mener une discussion préalable sur la logique et la cohérence des dispositifs actuels d'aide à l'emploi.

7. Un premier cadrage statistique

Les données françaises, notamment celles de l'Enquête sur l'emploi, permettent d'éclairer la situation dans notre pays, et donc d'examiner les modalités d'introduction d'un système de modulation des cotisations patronales. Nous commençons par une mise en perspective rapide, puis nous considérons certains des points abordés dans la section 6 ci-dessus.

7.1 La situation actuelle de l'économie française par secteur d'activité

La figure 2 et le tableau 6 analysent les caractéristiques de l'économie française (hors administrations) entre 1995 et 1998. En particulier, ils détaillent les effectifs et le "taux de chômage indemnisé"⁴⁶ par secteur d'activité. Ils contiennent également une estimation de la masse salariale par secteur d'activité. A l'aide de celle-ci, nous avons procédé à des estimations ad hoc des ratios de versements par secteur. Le tableau 6 synthétise l'ensemble de ces résultats et classe les différents secteurs selon ces quatre critères. Ce genre d'analyse se rapproche des travaux faits aux Etats-Unis à l'aide de données agrégées, et réalisés pendant la période 1970-1991, avant l'apparition d'articles utilisant les données individuelles du CWBH (voir la section 4).

Notons d'abord que les secteurs employant la plus grande partie de l'effectif total salarié en France sont ceux qui ont les taux de chômage indemnisé les moins élevés. Remarquons aussi que les cinq secteurs associés aux taux de chômage indemnisé les plus importants (biens de consommation non durables, biens d'équipement, autres biens intermédiaires, construction, activités financières) couvrent seulement 15,52 % de l'emploi total, mais qu'ils génèrent 35,5 % du chômage. Sept

secteurs (figure 2) ont des taux de chômage supérieurs à la moyenne de 6,76 %, ⁴⁷ mais ces secteurs ne représentent que 39,06 % de l'ensemble des effectifs employés, alors qu'ils créent 64,22 % du chômage indemnisé. Cette corrélation négative est statistiquement significative, le coefficient de corrélation valant -0,35 sur les 15 secteurs considérés ici.

Cette relation est à considérer à la lumière du modèle théorique de Feldstein (1976), détaillé dans la section 3.1. Selon Feldstein, le système actuel représente une subvention implicite aux secteurs ayant le taux de chômage indemnisé le plus élevé. Cette subvention permet à ces secteurs d'embaucher plus d'effectifs, aux dépens des secteurs plus stables. On peut donc penser que la mise en place d'un système de modulation des cotisations réduirait la subvention et réallouerait les effectifs vers les secteurs plus stables.

Nos estimations suggèrent que les secteurs où la subvention implicite est la plus élevée, et qui risqueraient donc de subir un alourdissement de leurs coûts lors de la réduction de cette subvention, emploient relativement peu de monde. Il est donc possible que les effets réallocatifs de la mise en place de l'expérience rating soient peu importants. Ceci ne veut pas dire que les effets globaux seraient mineurs ; bien au contraire, la modulation des cotisations réduirait les mises à pied, et les entreprises engageraient non seulement les individus sortant directement des autres entreprises, mais aussi des chômeurs.

Il existe également un lien entre le taux de chômage indemnisé et le salaire mensuel moyen du secteur. ⁴⁸ En particulier, nous trouvons que le secteur où le salaire mensuel moyen est le plus élevé (biens de consommation non durables) est également celui où le taux de chômage indemnisé est le plus important. Cette relation positive est significative sur l'ensemble des secteurs, le coefficient de corrélation entre le taux de chômage indemnisé et le salaire mensuel moyen étant égal à 0,43.

Rappelons que, d'après l'étude d'Anderson et Meyer (1998), les entreprises les plus subventionnées dans l'Etat de Washington avaient baissé leur salaire moyen lors de l'introduction de la modulation des cotisations patronales. Cette baisse avait été répercutée vers les employés seulement dans la mesure où les autres entreprises du même secteur avaient toutes des ratios élevés.

Pour tirer des conclusions pour la France, il nous faudrait très clairement des données plus fines que ces données sectorielles. Quoiqu'il en soit, on peut s'attendre à une baisse du salaire moyen dans le secteur des biens d'équipement non durables, et une hausse dans le secteur (déjà bien rémunéré) des biens de consommation durables.

Nous pouvons calculer un ratio de versements ad hoc secteur par secteur, afin d'identifier les secteurs qui seraient les plus ou les moins imposés dans un système de modulation des cotisations. En faisant des hypothèses fortes de stationnarité et d'homogénéité,⁴⁹ et en imposant un taux de remplacement moyen égal à 70% du salaire précédant l'épisode de chômage, le ratio de versements pour le secteur i est donné par la formule suivante:

$$\text{Ratio de versements}_i = \frac{\left[3 * \% \text{ des chômeurs}_i * (\text{salaire moyen}_i * 0,7) * \text{nombre de chômeurs} \right]}{\left[3 * (\% \text{ des effectifs}_i * \text{salaire moyen}_i * \text{nombre des effectifs}) \right]}$$

Les résultats (tableau 6) confirment le classement opéré en fonction du taux de chômage indemnisé (par construction), et font également ressortir la variabilité entre secteurs.

Même avec ce calcul très agrégé, sous des hypothèses restrictives qui tendraient à réduire la variabilité des ratios, on observe un écart important entre le secteur qui a le meilleur ratio (industries énergétiques, avec un ratio de versements de 0,89%) et celui qui a le plus mauvais (biens de consommation non durable, avec un ratio de versements de 27,84%). Le ratio moyen est de 4,22%. On observe une forte concentration des secteurs avec ratios de versements faibles. Seuls quelques secteurs ont des ratios très élevés. A titre d'illustration, si la France devait appliquer le système de ratio de versements de l'État du Wyoming en 1996, seuls les secteurs des biens de consommation non durables et des biens d'équipement auraient des ratios dépassant le seuil maximal (8,5%), et ces secteurs seraient imposés à un taux de cotisation patronale de 8,80%. A l'autre bout du spectre, les industries énergétiques auraient un taux de cotisation patronale de seulement 1,19%, et la moyenne des taux de cotisation patronale imposés par le système du Wyoming de 1996 serait de 4,18%.

7.2 Eléments de réponse pour la France

Sur la base des données de l'INSEE, nous pouvons apporter des éléments de réponse à certaines des questions soulevées dans la section 6. En particulier, nous aborderons ici les questions de la durée des épisodes de chômage et de la structure des contrats de travail.

7.2.1 Analyse de la durée des épisodes de chômage

Topel (1983) a souligné (voir la section 4.2) que les durées moyennes des épisodes de chômage sont plus longues lorsque les cotisations patronales ne sont pas modulées. La figure 3 représente la distribution des durées des épisodes de chômage indemnisé en cours au moment de l'enquête ("ancienneté en chômage") selon le secteur d'activité du dernier employeur.⁵⁰ Quatre des cinq secteurs ayant les ratios de versements les plus élevés (autres industries de biens intermédiaires, activités financières, biens d'équipement et biens de consommation non durables) sont aussi ceux qui ont la plus grande proportion de chômeurs ayant trois ans et plus d'ancienneté au chômage. De plus, parmi les six secteurs ayant les ratios de versements les plus faibles, quatre (industries énergétiques, agriculture – sylviculture - pêche, industries agricoles - alimentaires et éducation – santé - action sociale) ont le plus fort pourcentage de chômeurs de moins de six mois (la durée maximale standard aux Etats-Unis).

Il y a deux façons d'interpréter ce résultat. La première est mécanique : ce sont les secteurs où les chômeurs ont le plus de mal à retrouver un emploi qui ont le plus grand stock de chômeurs à une date donnée, et donc (toutes choses égales par ailleurs) le plus fort taux de chômage indemnisé; inversement les secteurs où les chômeurs sont réemployés rapidement sont associés à des stocks de chômage plus faibles, et donc à des taux de chômage indemnisé plus faibles.

Mais ceci suggère une deuxième interprétation. Si nous prenons la distribution des durées d'ancienneté au chômage comme mesure de l'employabilité de l'effectif habituellement engagé par un secteur, alors ce résultat indique que ce sont les secteurs qui embauchent les travailleurs les moins employables qui seraient les plus imposés dans un système de modulation des cotisations. Il se peut

que la subvention implicite dans le système d'assurance chômage actuel permette à ces secteurs d'engager des individus qui, autrement, auraient du mal à trouver du travail. Ce raisonnement est cohérent avec les résultats d'Allain (1996), qui montrent qu'une plus forte mutualisation des coûts de licenciement (le cas extrême étant la France où il n'existe qu'un taux unique) induit une concentration des individus difficilement employables dans les entreprises associées aux taux de chômage les plus élevés.

Dans un système de type *experience rating*, les cotisations des entreprises pratiquant ce type de politique de recrutement pourraient augmenter substantiellement par rapport à la situation actuelle. Dans un tel cas de figure, ces entreprises pourraient être amenées à réviser leurs stratégies d'embauche et engager moins de personnes en difficulté sur le marché du travail. Ceci va dans le sens des préoccupations soulevées dans le point 5 de la section 6: l'introduction d'un système de type *experience rating* pourrait avoir des effets néfastes sur le chômage de longue durée.

Par ailleurs, l'argument selon lequel la durée d'indemnisation du chômage, plus longue en France qu'aux Etats-Unis (point 1 de la section 6), imposerait des charges plus lourdes aux entreprises françaises que celles supportées par les employeurs américains, semble être à la fois vérifié et sans véritable objet. On constate effectivement qu'en moyenne 70 % des chômeurs sont au chômage depuis plus de six mois en France. Ces chômeurs continuent à toucher des allocations en France, alors qu'ils sortent du système d'assurance chômage au-delà de ce délai aux Etats-Unis. Sachant qu'il faut financer ces allocations "supplémentaires", les cotisations patronales en France devraient être plus élevées qu'aux Etats-Unis à niveau d'allocations et masse salariale identiques, et ce plus encore si le système de modulation des cotisations impose à l'employeur de financer les allocations pendant toute leur durée. On peut néanmoins envisager un système qui limite la durée d'indemnisation du chômage imputée à l'employeur.

De même, la crainte de voir l'adoption d'un système de modulation des cotisations se traduire par une augmentation des taux de cotisation est sans objet si l'on considère qu'il ne s'agit pas de passer d'un système à l'américaine mais avec taux fixe à l'*experience rating*, mais du système

actuellement en place en France à un système avec modulation des coûts. En effet, puisque le taux de cotisation patronale dans le système actuel réussit à financer l'intégralité des allocations versées, le passage à un système de modulation des cotisations ne ferait que réallouer la charge de financement entre les entreprises afin de faire supporter une partie plus importante de cette charge aux entreprises qui créent le plus de chômage, et surtout le plus de chômage de longue durée. De plus, si l'instauration d'un tel système en France implique une baisse du niveau du chômage, ainsi que le suggèrent les études américaines présentées dans la section 4, alors il y aurait moins d'allocations à financer, le solde des caisses des ASSEDIC s'améliorerait, ce qui permettrait à l'UNEDIC de baisser le taux de cotisation patronale de façon générale (analogue à un changement de barème aux Etats-Unis).

7.2.2 Analyse de la structure des contrats pour les chômeurs et les employés

La figure 4 représente la distribution des chômeurs indemnisés en fonction du secteur d'activité du dernier emploi occupé (avant entrée en chômage) et selon le motif d'entrée en chômage (licenciement, fin de CDD ou de stage, ou fin d'autre emploi précaire). La figure 5 présente la décomposition de la masse salariale par secteur d'activité et par type de contrat. Les fins de CDD représentent une partie importante des causes d'entrée en chômage (dans le secteur de l'éducation, de la santé et de l'action sociale, c'est la cause la plus fréquente). Par contre, les contrats à durée déterminée ne pèsent pas particulièrement lourd dans la masse salariale. Les autres types d'emploi précaire sont relativement présents parmi les causes d'entrée en chômage indemnisé, mais ces contrats (contrats d'intérim, d'apprentissage ou de travail saisonnier) représentent une part extrêmement faible de la masse salariale de la plupart des secteurs.

Ce phénomène a trois explications principales. Tout d'abord, il est plus difficile de licencier un employé en CDI que de laisser expirer un CDD ou tout autre contrat temporaire ou précaire.⁵¹ Ainsi, comme le confirment les études sur les coûts d'ajustement en France, les entreprises ajustent

leur effectif dans la mesure du possible en réduisant l'emploi sur CDD avant de modifier les effectifs sur CDI.

De plus, les employés en CDI perçoivent, en général, des salaires plus élevés que ceux qui sont employés en CDD ou sous d'autres formes de contrats précaires. Enfin, il se peut que les individus anciennement employés en CDI (et donc se trouvant au chômage à la suite d'un licenciement) soient les plus employables, et donc qu'ils sortent du chômage plus vite que les individus (moins qualifiés) qui ont travaillé suffisamment longtemps sous un contrat à durée déterminé ou sous une autre forme de contrat précaire.

La figure 4 montre qu'effectivement, les individus employés sous des contrats autres que des CDI bénéficient d'une manière "disproportionnée" (relativement à leur poids dans la masse salariale) des allocations chômage. Cependant, pour bénéficier d'une allocation chômage, il faut avoir travaillé suffisamment longtemps au préalable. Dans le système actuel, un grand nombre de personnes sont employées sous des contrats de travail autre que des CDI et donnant droit aux allocations.

Si un système de modulation des cotisations devait remplacer le système actuel, ce genre de contrats représenterait évidemment une marge sur laquelle les entreprises pourraient jouer pour économiser de l'argent, en particulier en réduisant la durée de ces contrats de manière à ne pas ouvrir de droits, et donc à ne pas alourdir leur taux de cotisations. Ceci est d'autant plus vrai que ces contrats représentent toujours une faible partie de la masse salariale, et que les variations de coût pour l'entreprise qu'impliquerait une augmentation du nombre de CDD conclus pour un nombre d'heures de travail donné (coûts provenant en particulier des primes de précarité) risquent de rester relativement marginales.

Ceci implique que, si les allocations versées aux chômeurs préalablement en CDD restaient dans l'assiette d'imposition, l'instauration d'un système d'expérience rating risquerait de faire augmenter le chômage non indemnisé. Par contre, si l'on excluait les allocations versées à ces individus de la base sur laquelle les ratios sont calculés, l'élimination des salaires versés par les entreprises aux chômeurs victimes de fins de contrat pénaliserait principalement les secteurs des

services aux entreprises et de l'éducation - santé - action sociale. De plus, une telle exclusion, même si elle évitait de priver de couverture chômage certaines personnes, impliquerait une forte baisse de l'indice de modulation (et donc une plus forte mutualisation) suite à une augmentation des "non charges" (allocations versées aux ex-CDD et contrats précaires).

8. Conclusions

Dans cet article, nous avons résumé les apports de la littérature économique, théorique et empirique, consacrée à la modulation des cotisations patronales à l'assurance chômage aux Etats-Unis. Dans un souci d'exhaustivité, nous avons présenté la situation actuelle du système d'assurance chômage américain et nous avons commenté les résultats des quelques travaux disponibles sur les coûts d'ajustement en France. Nous avons également évoqué certaines considérations particulières à la France, et nous avons fourni des indices, à partir des données de l'INSEE, pour mieux nous aider à appréhender l'impact qu'une telle politique pourrait avoir en France.

Ces informations et analyses nous permettent de dresser le constat suivant. Aux Etats-Unis, tous les Etats pratiquent la modulation des cotisations patronales à l'assurance chômage en faisant dépendre celles-ci de l'historique des licenciements des entreprises, et plus particulièrement du montant des allocations chômeurs perçues par les travailleurs licenciés. Toutefois, ce principe est mis en œuvre de façon parfois très différente d'un Etat à l'autre. En particulier, le niveau de mutualisation des coûts est très variable. Toutefois, aucun Etat ne facture l'intégralité des coûts de l'assurance chômage aux employeurs dont les salariés licenciés perçoivent des allocations.

Toutes les études indiquent que les effets de la modulation vont dans le "bon sens", c'est-à-dire qu'elle réduit le niveau du chômage, sa dépendance au cycle économique et aux saisonnalités, qu'elle est favorable à l'augmentation de l'emploi et en particulier à l'embauche des salariés dans les entreprises qui stabilisent leur main d'œuvre.

Néanmoins, il paraît difficile d'envisager une transplantation pure et simple du système américain en France. Le droit du travail et l'environnement institutionnel français posent des

problèmes particuliers qui pourraient contrebalancer les effets positifs du mécanisme d'incitation que nous observons aux Etats-Unis. En particulier, la structure des allocations chômage (en termes d'éligibilité, de durée et de niveau) ainsi que la multiplicité de types de contrat de travail pourrait donner une marge de manoeuvre aux entreprises et leur permettre de desserrer le lien entre les licenciements et les cotisations patronales qu'induit l'expérience rating.

A partir des données provenant de l'INSEE, nous avons commencé à regarder à quoi pourrait ressembler le paysage économique français en présence de la modulation des cotisations patronales. Certains secteurs, notamment l'industrie des biens de consommation non durable, semblent profiter énormément du système actuel de taux de cotisation unique, puisque, selon nos estimations préliminaires, ce secteur aurait un ratio de versements beaucoup plus élevé que les autres secteurs de l'économie. Il existe également beaucoup de variabilité entre les secteurs en termes de taux de chômage indemnisé et d'emploi; seule une analyse plus approfondie, faite au niveau de l'entreprise, permettrait de mieux appréhender la situation française.⁵² Toutefois, il semble que les secteurs ayant les taux de chômage indemnisé les plus importants en France emploient une partie relativement faible de l'effectif total, ce qui implique la possibilité de recourir à des barèmes très progressifs.

Une analyse plus détaillée des politiques salariales et des politiques de gestion des effectifs des entreprises françaises, ainsi que des durées et des origines du chômage indemnisé en France, serait particulièrement utile pour évaluer la marge de manoeuvre des entreprises face à la modulation de leur taux de cotisation. En particulier, des données plus détaillées sur les chômeurs, et les entreprises qui les ont précédemment employés, nous aideraient à mieux appréhender le risque de voir s'aggraver le chômage de longue durée et le chômage non indemnisé. Avec les données actuellement à notre disposition, nous avons pu constater que de tels risques existent, mais notre analyse, réalisée à un niveau sectoriel, ne nous permet pas de conclure fermement. En effet, tout laisse à penser que les comportements des entreprises sont très hétérogènes, y compris au sein d'un même secteur.

Annexe I. Formules de calcul du coût marginal d'imposition

Dans cette annexe, nous détaillons les formules de calcul du coût marginal d'imposition. Nous utilisons la même notation (voir le tableau dans l'Annexe A) pour chaque système. Ces formules ont été introduites par Topel (1983). La formule du ratio de réserves a été ré-écrite par Anderson et Meyer (1993).

A.1. Le coût marginal d'imposition pour un système de ratio de réserves

Le ratio de réserves est défini comme le rapport du solde du compte de l'employeur à la moyenne de la masse salariale imposable au cours des trois années précédentes, soit

$$r_t = \frac{R_t}{\frac{1}{3} \sum_{i=0}^2 W_{t-i} N_{t-i}} \approx \frac{R_t}{W_{t-1} N_{t-1}} \quad (\text{A1})$$

si q et g sont proches de 1. Le nouveau solde est l'ancien solde plus les cotisations versées moins les allocations facturées, soit

$$R_t = R_{t-1} + t_t W_t N_t - m B_t N_t. \quad (\text{A2})$$

Ceci implique que

$$r_t \approx \frac{r_{t-1}}{qg} + qgt_t - \frac{qgmB_t}{W_t}. \quad (\text{A3})$$

Supposons que la relation entre le ratio de réserves et le taux de cotisation soit linéaire⁵³

$$t_{t+1} = h_0 - h_1 r_t, \quad (\text{A4})$$

ou bien

$$r_t = \frac{h_0 - t_{t+1}}{h_1}. \quad (\text{A5})$$

En substituant (A5) dans (A3) on obtient

$$\frac{h_0 - t_{t+1}}{h_1} \approx \frac{h_0 - t_t}{qgh_1} + qgt_t - \frac{qgmB_t}{W_t}, \quad (\text{A6})$$

soit encore

$$t_{t+1} \approx \left(h_0 - \frac{h_0}{qg} \right) + \left(\frac{1}{qg} - qgh_1 \right) t_t + \frac{qgh_1 m_t B_t}{W_t} \quad (A7)$$

En multipliant (A7) par la masse salariale imposable, nous voyons que les cotisations au cours de l'année $t+1$ s'écrivent

$$N_{t+1} W_{t+1} t_{t+1} \approx (h_0 qg - h_0) N_t W_t + (1 - q^2 g^2 h_1) N_t W_t t_t + q^2 g^2 h_1 N_t m_t B_t \quad (A8)$$

Maintenant, considérons le cas où les allocations versées ($N_t m_t B_t$) augmente de \$1. Dans ce cas, la valeur actuelle de l'augmentation des impôts futurs s'écrit

$$\begin{aligned} \Delta VA(\text{cotisations}) &\approx \frac{q^2 g^2 h_1}{(1+i)} + \frac{q^2 g^2 h_1 (1 - q^2 g^2 h_1)}{(1+i)^2} + \frac{q^2 g^2 h_1 (1 - q^2 g^2 h_1)^2}{(1+i)^3} + \dots \\ &= \frac{q^2 g^2 h_1}{i + q^2 g^2 h_1}. \end{aligned} \quad (A9)$$

A.2. Le coût marginal d'imposition dans le système du ratio de versements

La formule pour le système du ratio de versements est plus simple, car le ratio retient des informations venant d'un nombre limité d'années (normalement de 3 à 5). Le ratio de versements est le rapport entre la somme des allocations facturées à l'employeur au cours des T dernières années et la somme de la masse salariale imposable sur les mêmes T années. Avec les notations du tableau de l'Annexe A, et en supposant que les salaires et les allocations sont fixes, ceci donne

$$v_t = \frac{\sum_{j=1}^T B m_{t-j} N_{t-j}}{\sum_{j=1}^T W N_{t-j}}$$

soit

$$v_t = r \sum_{j=1}^T n_{t-j} m_{t-j} \quad (A10)$$

où $r = B/W$ et $n_{t-j} = \frac{N_{t-j}}{\sum_{k=1}^T N_{t-k}}$. Encore une fois, supposons que la relation entre le ratio de

versements et le taux de cotisation est linéaire

$$t_i = I_0 + I_1 v_i. \quad (A11)$$

Dans ce système comme dans celui du ratio de réserves, une augmentation des allocations facturées se traduit par une hausse de m . La valeur actuelle de l'augmentation d'impôt induite par une hausse du taux de chômage imputable à l'entreprise s'écrit donc

$$\Delta VA(\text{cotisations}) = I_1 \frac{(1 - (1+i)^{-T})}{Ti}.$$

Notes

¹ Ainsi, lors des journées parlementaires du Parti Socialiste qui se sont tenues à Strasbourg le 27 septembre 1999, le Premier Ministre a notamment annoncé que son gouvernement propose d'instaurer une modulation des cotisations chômage en fonction du comportement des entreprises face aux licenciements (voir *Le Monde* du mercredi 29 septembre 1999, page 7). Cette proposition a été reprise et commentée par le Ministre de l'Economie et des Finances, M. Strauss - Kahn, qui, au cours d'un entretien avec la rédaction du *Nouvel Observateur*, a déclaré : " Lorsque le gouvernement parle de moduler les cotisations chômage en fonction de l'attitude d'une société en matière d'emplois, ce n'est pas pour le plaisir de taxer, c'est pour mettre en place une régulation de l'activité de l'entreprise . Dans une économie de marché, les décisions sont prises en fonction d'un système de prix. Réguler, c'est aussi modifier le système de prix, notamment par la modulation des cotisations de chômage " (*Le Nouvel Observateur* n°1822, 7 octobre 1999, p. 89).

² Cette partie s'appuie sur les travaux d'Anderson et Meyer (1998), Baicker, Goldin et Katz (1997) et les "dialogues" menés en ligne sur l'internet sous la responsabilité de l'Administration de l'Emploi et de la Formation (Employment and Training Administration) du Ministère du Travail américain (Department of Labor, adresse: <http://www.doleta.gov/dialogue>) et par le Centre de Soutien informatique (Information Technology Support Center) de l'état de Maryland (adresse: <http://www.itsc.state.md.us>).

³ Cette méthode n'est plus en vigueur. Pour l'essentiel, elle prévoyait que chaque employeur devait assurer ses propres employés, et si la caisse de l'employeur était vide, l'ex-employé ne recevait rien. Les types de modulation actuellement en vigueur sont présentés dans la section 2.2.

⁴ Plus précisément, le gouvernement fédéral appliquait un taux d'imposition uniforme sur toutes les entreprises et dans tous les Etats; ce taux était alors égal à 3% de la masse salariale brute. Un Etat qui adoptait un système d'assurance chômage approuvé par le Ministère du Travail pouvait recevoir, après reversement du gouvernement fédéral, 90% de cet impôt (soit 2.7% de la masse salariale brute des entreprises localisées sur son territoire). Le reste (0.3% de la masse salariale) servait à constituer un fonds national pour aider les Etats en déficit et à gérer ce fonds. Ce mécanisme d'incitation était le seul moyen par lequel le gouvernement fédéral pouvait dicter les détails d'un programme géré par les Etats sans violer la constitution.

⁵ Voir le site http://www.itsc.state.md.us/ui_manage/uilaws/march98/200tax.html pour plus d'informations.

⁶ L'Alaska utilise un système fondé sur la "masse salariale décroissante" (declining payroll), dans lequel les taux sont fonction de la taille de la réduction de la masse salariale. Etant donné que l'Alaska est le seul Etat à proposer un tel système, nous n'en parlerons pas ici. Tous les détails sur le système de l'Alaska sont disponibles sur le site http://www.labor.state.ak.us/esd_tax_handbook/taxbook.htm.

⁷ Ces comptes sont fictifs parce que toutes les cotisations sont versées dans la même caisse, et qu'un employeur n'a pas plus le droit qu'un autre à prélever dans les fonds de cette caisse. Les comptes ne sont qu'une façon comptable de garder des traces de l'historique des licenciements de l'employeur.

⁸ Ces détails peuvent être trouvés à <http://www.dwd.state.in.us/ahtml/ui/emp/emp27.html>.

⁹ Notons que, pour certains ratios de réserves, le passage d'un barème au suivant n'implique pas nécessairement un changement de taux. Mais les taux baissent de façon générale avec les améliorations de la caisse, et pour tout ratio de réserves, un passage du barème A au barème D implique une baisse des cotisations.

¹⁰ Par exemple, considérons une entreprise dont le compte présente un solde de \$3.562 et pour laquelle la somme des salaires couverts imposables sur les trois ans précédant le 30 juin est égale à \$825.000. Le ratio de réserves de cette entreprise est égal à 0,43%, et avec le barème C, son taux de cotisation est de 2,4%.

¹¹ Ces informations sont disponibles sur le site <http://wyjobs.state.wy.us/erdeh/erdehiii.HTM>.

¹² Une part importante des Etats ayant adopté le système du ratio de versements propose toutefois des barèmes à paliers dont les seuils sont définis a priori. De ce point de vue, leur système ressemble au système de ratio de réserves adopté par l'Indiana et décrit ci-dessus. Un autre exemple intéressant est celui de l'Etat de Washington, où le barème est une

fonction de la distribution des ratios de versements dans l'Etat. Voir Vroman (1998) et Washington State Employment Security Job Service (1998) pour plus de détails.

¹³ Par exemple, supposons que les allocations facturées à une entreprise pour la période du 1^{er} juillet 1992 au 30 juin 1995 s'élèvent à \$2.000 et que la masse salariale imposable de cette entreprise sont égales à \$115.000 sur la même période. Ceci donne un ratio de 0,01739, soit encore un ratio de versements de 1,74%. Ce ratio est inférieur à 8,50%, et en ce cas l'Etat ajoute le facteur d'ajustement, égal à 0,30% en 1996. Le taux de cotisation de l'entreprise est donc de 2,04%.

¹⁴ Les données exploitées dans cette section sont disponibles sur le site internet http://www.itsc.state.md.us/prog_info/ET/et394toc.html.

¹⁵ Par exemple, la formule de l'Etat de Washington fixe la base salariale imposable à 80 pourcent du salaire moyen dans l'Etat au cours de l'année précédant l'année de référence.

¹⁶ La comparaison des taux se fait plus aisément en excluant les Etats qui utilisent le principe du ratio de versements, du ratio des salaires des allocataires ou celui de la masse salariale décroissante. Pour les Etats qui utilisent ces formules, il est difficile de savoir à quelles valeurs de l'indicateur correspondent les taux affichés dans le tableau.

¹⁷ Il faut se rappeler qu'un des objectifs des systèmes d'assurance chômage aux Etats-Unis est l'autofinancement. Toute hausse du niveau de mutualisation augmente le risque que l'Etat ou le gouvernement fédéral soit obligé de verser une contribution supplémentaire, toutes choses égales par ailleurs.

¹⁸ Rappelons que les charges inactives représentent les allocations versées aux ex-employés des entreprises qui ont disparu sans être reprises.

¹⁹ Cet exercice est nécessairement imparfait, car il utilise les données des Tableaux 3 et 4. Les taux appliqués en 1995 (Tableau 3) sont donc supposés influencer l'indice de modulation constaté en 1996 (Tableau 4). Mais le système de barèmes qui fait varier les taux en fonction du niveau de la caisse implique nécessairement que les taux sont des fonctions du nombre des disparitions d'entreprises dans les années précédentes. En outre, l'évolution de la distribution des entreprises au sein des secteurs peut refléter les variations des systèmes d'expérience rating. Ainsi, les taux de cotisation dépendent du taux de faillite dans l'Etat, au moins dans le long terme. Ceci n'est qu'une simple corrélation calculée au sein des Etats, et elle ne nous informe que très partiellement sur le rôle des cotisations au niveau de l'entreprise elle-même. Pour toutes ces raisons, le lien de causalité entre le taux de cotisation et le risque de faillite n'est pas évident.

²⁰ Il est à noter que ces sont des moyennes non pondérées.

²¹ Ceci est un objectif éventuel du projet joint de l'Etat de Washington et de l'Urban Institute (Vroman (1998)).

²² Topel et Welch (1980) et Deere (1991) utilisent un autre indicateur, la subvention implicite pour licenciement. Cette variable est une simple transformation du coût marginal d'imposition.

²³ Il existe deux différences majeures entre la chômage partiel et les licenciements temporaires. Premièrement, les employés sujets à un licenciement temporaire ne bénéficient d'aucune garantie de réemploi chez leur ex-employeur, alors que l'employeur français qui négocie une période de chômage partiel pour ses employés doit spécifier ex ante sa durée. Ensuite, l'employeur français qui met ses employés en chômage partiel paie directement une partie des allocations qu'ils percevront. La part des allocations payées directement par l'employeur est négociée avec l'ASSEDIC, et elle n'est pas forcément indexée à l'historique d'utilisation du chômage partiel par cet employeur. Aux Etats-Unis, les licenciements temporaires sont traités comme des licenciements normaux, et donc l'historique des licenciements temporaires de l'entreprise détermine directement son taux futur de cotisation.

²⁴ Il faut noter qu'aux Etats-Unis, les allocations chômage n'étaient pas soumises à l'impôt sur le revenu avant 1979. En 1979 elles sont devenues imposables pour les couples avec un revenu annuel supérieur à \$25.000, et les célibataires avec des revenus supérieurs à \$20.000. En 1982, les seuils d'imposition étaient baissés à \$18.000 et \$12.000 respectivement. En 1987 les allocations sont devenues imposables pour tout le monde. Voir Anderson et Meyer (1993) pour plus de détails.

²⁵ Voir Nickell (1986) et Hamermesh (1989) pour des exemples de modèles de demande de travail avec coûts d'ajustement.

²⁶ A l'inverse, l'article de Marceau (1993) met exclusivement l'accent sur le modèle théorique. Son objet principal est l'examen des impacts des parts de marché sur l'entrée et la sortie des entreprises dans un contexte d'expérience rating. Ses résultats, bien qu'ils soient plus généraux que ceux des modèles discutés dans cette section, n'ont jamais fait l'objet d'une évaluation empirique.

²⁷ A la différence des autres auteurs, Anderson et Meyer (1994) traitent la modulation des cotisations à la fois comme une composante de la rémunération et comme un coût d'ajustement. Mais leur modèle n'étant pas représentatif de cette littérature, nous avons préféré présenter un modèle plus standard.

²⁸ Dans le cadre de ce modèle, le chômage est mesuré par la part des travailleurs qui ont été licenciés par l'entreprise, qui sont devenus chômeurs indemnisés et dont les allocations sont facturées à l'entreprise.

²⁹ Rappelons que le coût marginal d'imposition est égal aux cotisations supplémentaires induites par \$1 supplémentaire d'allocations facturées à l'entreprise. En général, ceci est inférieur à un dollar.

³⁰ Rappelons qu'une variation de 0,04 du logarithme népérien de X, par exemple, implique une variation de X d'approximativement 4 pourcent. Ainsi, ces deux expressions sont interprétables en termes de variations en pourcentage.

³¹ C'est le cas considéré par la majorité des modèles théoriques, en particulier dans l'article de Card et Levine (1994).

³² Il est à noter que nous nous trouvons dans une situation comparable aujourd'hui en France, puisque nous n'avons pas accès aux fichiers d'entreprises contenant des informations sur leur historique de licenciements, informations qui pourraient être appariées aux données individuelles que l'INSEE met à notre disposition.

³³ A la même époque, Topel a publié plusieurs papiers (Topel (1983, 1984) et Topel et Welch (1980)) appliquant essentiellement la même méthodologie et trouvant pratiquement les mêmes résultats.

³⁴ Les données relatives à l'ensemble de ces trimestres n'étaient pas disponibles pour tous les Etats.

³⁵ La correction consiste à estimer le modèle en différences premières pour chaque couple de données appariées individu - employeur.

³⁶ Les effets sur le chômage normal présentent un caractère cyclique moins marqué.

³⁷ Ceci est une implication secondaire du passage à des cotisations modulées, car si l'entreprise sait que dans ce système ses cotisations futures doivent augmenter, elle peut avoir intérêt à contester les demandes d'allocations émanant de ses ex-employés. Etant donné qu'en règle générale, les départs volontaires n'ouvrent pas droit à des allocations, la plupart des nouvelles contestations portent sur la raison du licenciement.

³⁸ Les deux derniers tests sont faits sur des données agrégées.

³⁹ Il est à noter que l'activité de l'Etat de Washington est assez saisonnière, notamment en raison des industries du bois. Les effets sur la saisonnalité pourraient être moins importants dans le cas d'une économie plus diversifiée comme l'est celle de la France.

⁴⁰ Malheureusement, l'étude d'Abowd et Kramarz (1997) ne contient aucune tentative de mesure des possibles biais de sélection induits par la procédure d'appariement des fichiers. Remarquons toutefois que cette critique doit être faite à la plupart des travaux économétriques portant sur des unités statistiques (entreprises, ménages, individus) communes à plusieurs échantillons indépendants. Elle vaut également pour l'étude de Goux, Maurin et Pauchet (1999) dont nous rendons compte ensuite.

⁴¹ Ces équations supplémentaires font intervenir l'espérance mathématique, calculée à la date courante t , de la dérivée première du flux des profits futurs de l'entreprise. Les auteurs ne disent pas comment ils peuvent estimer cette espérance mathématique à partir de données en coupe relatives à l'année 1992. Par ailleurs, ils ne précisent pas la structure stochastique du modèle et la forme de la fonction de vraisemblance qui lui correspond.

⁴² Toutefois, l'emploi sur CDI et CDD ne sont pas des arguments distincts de la fonction de production de l'entreprise. En conséquence, leur productivité marginale est la même. Une extension de ce modèle serait de les considérer comme arguments distincts de la fonction de production, de manière à ce que leurs productivités marginales puissent être différentes (en raison notamment de niveaux de capital humain spécifique différents).

⁴³ En France, les contributions patronales à l'assurance chômage sont définies par un taux uniforme égal à 3,97% de la portion du salaire brut inférieure à quatre fois le plafond de la Sécurité Sociale (voir Liaisons Sociales (1998)).

⁴⁴ Il existe de nombreuses études sur les durées de chômage en France (Bonnal et Fougère, 1990, Cases et Lollivier, 1994, Joutard et Ruggiero, 1994). Ces études montrent que le taux de sortie du chômage décroît avec le temps passé en chômage, et que de ce point de vue, les difficultés sont plus grandes pour les chômeurs non indemnisés.

⁴⁵ Aux Etats-Unis, le principe d'"emploi par accord mutuel" (employment at will) règle la majorité des contrats de travail. Ce principe stipule qu'une relation d'emploi peut être rompue dès que l'une des parties le souhaite. Selon ce principe, il n'y a pas besoin de distinguer entre des CDD et des CDI, car ni l'employeur, ni l'employé, peut s'engager à rester dans une relation d'emploi pendant une durée prédéterminée. Bien que certains états aient instauré des réglementations concernant des préavis et des indemnités de licenciement, cette réglementation n'est pas généralisée de façon importante aux Etats-Unis.

⁴⁶ Le taux de chômage indemnisé par secteur d'activité est défini comme le rapport du nombre de chômeurs indemnisés qui sont entrés au chômage d'un secteur donné à l'effectif employé dans ce secteur.

⁴⁷ Ces sont les cinq secteurs mentionnés ci-dessus, plus les services aux particuliers et le secteur du commerce et réparations.

⁴⁸ Nous utilisons le salaire mensuel moyen dans le secteur, plutôt que le salaire horaire moyen, tout en reconnaissant que cette mesure mélange des emplois à temps plein avec des emplois à temps partiel; tenir compte du salaire horaire pourrait donc conduire à un classement des secteurs différent. Mais les cotisations sont calculées sur la base de la masse salariale (la somme des salaires mensuels versés), et non pas du salaire horaire; le salaire mensuel moyen est donc la mesure appropriée à cette analyse.

⁴⁹ Les hypothèses suivantes sont suffisantes (mais pas nécessaires). Toutes les entreprises au sein d'un secteur ont le même effectif et pratiquent les mêmes politiques de rémunération, d'embauche et de licenciement, et ces politiques sont fixes au cours du temps. Tous les individus perçoivent des allocations à la hauteur de 0,7 fois leur ancien salaire.

⁵⁰ L'utilisation des anciennetés de chômage soulève des problèmes économétriques particuliers pour l'analyse de la durée du chômage. En particulier, nous observons ici des épisodes en cours, et non pas des épisodes complets, et donc

nous sous-estimons la durée de temps qu'une personne passe au chômage suite à un licenciement. Par contre, nous incluons tous les épisodes, y compris les épisodes déjà en cours en 1995. Si les travailleurs les plus employables sortent du chômage plus rapidement, notre échantillon sur-pondérera les chômeurs les moins employables. Ainsi, nous surestimerons la durée d'un épisode de chômage pour un chômeur entrant en chômage, car celui-ci a une plus forte probabilité d'être plus employable que les chômeurs observés dans nos données. Ces deux effets jouent dans des sens opposés, et il n'est pas possible de savoir à priori lequel sera le plus important. Voir Lancaster (1990) pour une discussion approfondie de ces questions économétriques.

⁵¹ Voir la discussion sur les institutions et l'incidence des licenciements collectifs dans Bender, Dustmann, Margolis et Meghir (à paraître).

⁵² Rappelons qu'Allain (1996), Anderson et Meyer (1993, 1994) et Vroman (1998) ont trouvé qu'aux Etats-Unis, les taux marginaux d'imposition sont très variables d'une entreprise à l'autre, même au sein d'un même secteur.

⁵³ C'est le cas du Wyoming (voir la section 2.2.3); dans d'autres Etats (comme l'Etat de Washington), le barème relie le ratio de versements au taux de cotisation par palier. Dans ce cas, on fait une approximation linéaire par morceaux du barème à partir des milieux des paliers immédiatement au dessus et en dessous du palier concerné, en posant $\eta_1=0$ pour les paliers planchers et plafonds. Sinon, on peut faire une approximation strictement linéaire en estimant η_1 à partir de la régression donnée par l'équation (A4).

Références

- Abowd, John M., et Francis Kramarz (1997). "The Costs of Hiring and Separations," document de travail du NBER, numéro 6110, juillet.
- Abowd, John M., Francis Kramarz et David N. Margolis (1999). "High Wage Workers and High Wage Firms," *Econometrica*, mars.
- Administration de l'emploi et de la formation (Employment and Training Administration) du Ministère du travail américain (Department of Labor), "A Dialogue: Unemployment Insurance and Employment Service Programs," <http://www.doleta.gov/dialogue>.
- Allain, Laurence (1996). *Essays in Compensation and Unemployment Insurance*, thèse de Ph.D. de Cornell University, août.
- Anderson, Patricia M. (1993). "Linear Adjustment Costs and Seasonal Labor Demand: Evidence from Retail Trade Firms," *Quarterly Journal of Economics*, novembre.
- Anderson, Patricia M. et Bruce D. Meyer (1993). "Unemployment Insurance in the United States: Layoff Incentives and Cross Subsidies," *Journal of Labor Economics*, janvier, partie 2.
- Anderson, Patricia M. et Bruce D. Meyer (1994). "The Effects of Unemployment Insurance Taxes and Benefits on Layoffs Using Firm and Individual Data," document de travail du NBER, numéro 4960, décembre.
- Anderson, Patricia M. et Bruce D. Meyer (1998). "Using a Natural Experiment to Estimate the Effects of the Unemployment Insurance Payroll Tax on Layoffs, Employment, and Wages," mimeo, Dartmouth College, juillet.
- Baicker, Katherine, Claudia Goldin et Lawrence F. Katz (1997). "A Distinctive System: Origins and Impact of U.S. Unemployment Compensation," document de travail du NBER, numéro 5889, janvier.
- Baily, Martin Neil (1977). "On the Theory of Layoffs and Unemployment," *Econometrica*, juillet.
- Bender, Stefan, Christian Dustmann, David N. Margolis et Costas Meghir (à paraître). "Worker Displacement in France and Germany," dans *Losing Work, Moving On: International Comparisons of Worker Displacement*, Randall Eberts et Peter Kuhn (eds), (Kalamazoo, Michigan: The Upjohn Institute).
- Bonnal, Liliane et Denis Fougère (1990). "Les déterminants individuels de la durée de chômage," *Economie et Prévision*, n° 96.
- Brechling, Frank (1977a). "The Incentive Effects of the U.S. Unemployment Insurance Tax," *Research in Labor Economics*.
- Brechling, Frank (1977b). "Unemployment Insurance Taxes and Labor Turnover: Summary of Theoretical Findings," *Industrial and Labor Relations Review*, juillet.
- Card, David et Phillip B. Levine (1994). "Unemployment Insurance Taxes and the Cyclical and Seasonal Properties of Unemployment," *Journal of Public Economics*, janvier.

- Cases, Chantal et Stefan Lollivier (1994). "Estimation d'un modèle de sortie de chômage à destinations multiples," *Economie et Prévision*, n° 113-114
- Centre de support informatique (Information Technology Support Center) de l'Etat de Maryland, site internet à <http://www.itsc.state.md.us>.
- Deere, Donald R. (1991). "Unemployment Insurance and Employment," *Journal of Labor Economics*, octobre.
- Feldstein, Martin (1976). "Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment," *Journal of Political Economy*, octobre.
- Feldstein, Martin (1978). "The Effect of Unemployment Insurance on Temporary Layoff Unemployment," *American Economic Review*.
- Goux, Dominique, Eric Maurin et Marianne Pauchet (1999). "Fixed-Term Contracts and the Dynamics of Labour Demand," document de travail 9902, CREST.
- Halpin, Terrence (1979). "The Effect of Unemployment Insurance on Seasonal Fluctuations in Employment" *Industrial and Labor Relations Review*, avril.
- Hamermesh, Daniel S. (1989). "Labor Demand and the Structure of Adjustment Costs," *American Economic Review*, septembre.
- Hamermesh, Daniel S. (1990) "Unemployment Insurance Financing, Short Time Compensation, and Labor Demand," dans *Research in Labor Economics, Volume 11*, Laurie J. Bassi et David L. Crawford (eds), (Londres: JAI Press LTD).
- Hamermesh, Daniel S. (1993). *Labor Demand*, (Princeton, New Jersey: Princeton University Press).
- Joutard, Xavier et Michèle Ruggiero (1994). "Taux de sortie du chômage à la fin des droits à l'indemnisation : une étude de périodes atypiques durant l'épisode de chômage," *Economie et Prévision*, n° 113-114.
- Lancaster, Tony. (1990) *The Econometric Analysis of Transition Data*, (Cambridge, U.K.: Cambridge University Press).
- Liaisons Sociales (1998). *Mémo Social 98*, (Paris: Groupes Liaisons).
- Malinvaud, Edmond (1998). *Les cotisations sociales à la charge des employeurs : analyse économique*. Rapport au Premier Ministre , (Paris : Conseil d'Analyse Economique).
- Marceau, Nicolas (1993). "Unemployment Insurance and Market Structure," *Journal of Public Economics*, septembre.
- Margolis, David et Denis Fougère (1999). "Moduler les cotisations employeurs à l'assurance chômage : le système américain de l'expérience rating," dans *L'architecture des prélèvements en France : état des lieux et voies de réforme*. Rapport du Conseil d'Analyse Economique, n°17, (Paris : La Documentation Française).

- Nickell, Stephen (1986). "Dynamic Models of Labor Demand," in *Handbook of Labor Economics*, Orley Ashenfelter et Richard Layard (eds), (Amsterdam: North-Holland Press).
- Topel, Robert H. (1983). "On Layoffs and Unemployment Insurance," *American Economic Review*, septembre.
- Topel, Robert H. (1984). "Experience Rating of Unemployment Insurance and the Incidence of Unemployment," *Journal of Law and Economics*, avril.
- Topel, Robert et Finis Welch (1980). "Unemployment Insurance: Survey and Extensions," *Economica*.
- Vroman, Wayne (1998). "Unemployment Insurance Tax Equity in Washington," mimeo, The Urban Institute, novembre.
- Washington State Employment Security Job Service (1998). *Unemployment Insurance Tax Information: A Handbook for Washington State Employers January 1998*, (Olympia, Washington: Washington State Employment Security Office of Communications).

**Tableau 1: Dates des premiers versements des allocations
pour les systèmes d'assurance chômage approuvés par le gouvernement**

Juillet 1936	Wisconsin
Janvier 1938	Alabama, Arizona, Californie, Connecticut, District de Colombie, Louisiane, Maine, Maryland, Massachusetts, Minnesota, New Hampshire, New York, Caroline du Nord, Oregon, Pennsylvanie, Rhode Island, Tennessee, Texas, Utah, Vermont, Virginie, Ouest Virginie
Avril 1938	Indiana, Mississippi
Juillet 1938	Iowa, Michigan, Caroline du Sud
Septembre 1938	Idaho
Décembre 1938	Nouveau Mexique, Oklahoma
Janvier 1939	Alaska, Arkansas, Colorado, Delaware, Floride, Géorgie, Hawaï, Kansas, Kentucky, Missouri, Nebraska, Nevada, New Jersey, Dakota du Nord, Ohio, Dakota du Sud, Washington, Wyoming
Juillet 1939	Illinois, Montana
Janvier 1961	Porto Rico
Janvier 1978	Iles Vierges

Source: http://www.itsc.state.md.us/prog_info/ET/notes.html

**Tableau 2: Glossaire des termes utilisés dans la
littérature sur les systèmes d'assurance chômage aux Etats Unis**

Terme		Définition
français	anglais	
Base salariale imposable	Taxable Wage Base	Le seuil en-deçà duquel les revenus sont imposables. Par exemple, si la base salariale imposable est de \$8000 et si le salarié gagne \$10500, l'employeur ne cotise pour ce salarié que sur les premiers \$8000.
Emploi couvert	Covered Employment	Emploi qui donne éventuellement droit aux allocations chômage (sous la condition que le motif de séparation est reconnu valable). Un emploi de ce type doit en général satisfaire des critères de durée en jours et en heures, et de montant du salaire versé.
Barème	Schedule	Grille des taux d'imposition qui correspond à un niveau du ratio. Souvent, l'Etat propose plusieurs barèmes qui sont appliqués en fonction du niveau des réserves dans la caisse de l'Etat.
Allocations facturées	Benefit Charges	Allocations payées par l'Etat et imputables à un employeur.
Charges ineffectives	Ineffective Charges	Allocations versées qui ne sont couvertes qu'en partie par les cotisations de l'employeur correspondant.
Charges inactives	Inactive Charges	Allocations versées aux employés licenciés par un employeur qui a fait faillite et pour lequel l'Etat ne peut pas récupérer les impôts impayés.
Non-charges	Noncharges	Allocations versées mais qui ne sont pas attribuées à un employeur spécifique.
Indice de modulation	Experience Rating Index	Indicateur de l'efficacité du système d'experience rating. Cet indicateur est obtenu en divisant les allocations facturées (Allocations totales versées-Charges ineffectives-Charges inactives-Non charges) par les allocations totales versées.
Coût marginal d'imposition	Marginal Tax Cost	Indicateur de l'efficacité du système d'experience rating. Cet indicateur représente la valeur actuelle du coût pour l'employeur d'un dollar supplémentaire versé sous forme d'allocation chômage à un de ses ex-employés.

Tableau 3: Caractéristiques principales des systèmes d'expérience rating appliqués en 1995, Etat par Etat

Etat	Type de système d'expérience rating	Taux pour les nouvelles entreprises	Taux de cotisation				Base salariale imposable
			Maximal pour un employeur avec un solde négatif	Maximal pour un employeur avec un solde positif	Minimal pour un employeur avec un solde positif	Minimal permis par la loi	
Alabama	RV	2.7	0.14	5.4	5.4	0.2	8,000
Alaska	MSD		5.4	5.4	1	1	23,900
Arizona	RR	2.7	n.d.	n.d.	n.d.	0.1	7,000
Arkansas	RR	3.3	6.4	4.4	0.5	0	9,000
Californie	RR	3.4	5.4	4.8	1.1	0.1	7,000
Caroline du Nord	RR	2.25	5.7	2.7	0.01	0.01	13,500
Caroline du Sud	RR	2.64	5.4	2.64	1.24	0.19	7,000
Colorado	RR		5.4	2.1	0	0	10,000
Connecticut	RV	4.8	6.9	6.9	2	0.5	10,000
Dakota du Nord	RR		5.4	2	0.2	0.1	13,400
Dakota du Sud	RR	1.2	8	1.4	0	0	7,000
Delaware	RSA		9.5	9.5	1	0.1	8,500
Dist. de Colombie	RR	n.d.	7.4	4.4	1.9	0.1	10,000
Floride	RV	2.7	5.4	5.4	0.2	0.1	7,000
Georgie	RR	2.7	8.1	3.19	0.06	0.1	8,500
Hawaï	RR	n.d.	5.4	3	0.2	0	25,500
Idaho	RR	2.1	5.4	2.1	0.1	0.1	21,000
Iles Vierges	RR		8.5	8.5	0.1	0.1	13,900
Illinois	RV		8.2	8.2	0.6	0.2	9,000
Indiana	RR	2.7	5.5	2.9	0.2	0.2	7,000
Iowa	RV	1	7	7	0	0	14,200
Kansas	RR		6.4	3.68	0.05	0	8,000
Kentucky	RR	3	9	2.4	0.3	0.3	8,000
Louisiane	RR		6.05	3.88	0.3	0.3	8,500
Maine	RR	4	7.5	4.7	2.4	0.5	7,000
Maryland	RV		8.6	8.6	1.8	0.1	8,500
Massachusetts	RR	3	8.1	5.1	2.2	0.6	10,800
Michigan	RV	2.7	10	10	0.5	0	9,500
Minnesota	RV		9.1	9.1	0.4	0.1	15,300
Mississippi	RV	2.7	n.d.	n.d.	n.d.	0.1	7,000
Missouri	RR		7.8	3.51	0	0	8,500
Montana	RR		0.3	6.4	2.1	0	15,500
Nebraska	RR	3.5	5.4	3.5	0.1	n.d.	7,000
Nevada	RR	2.95	5.4	2.35	0.25	0.3	16,400
New Hampshire	RR	2.7	6.5	2.1	0.01	0.01	8,000
New Jersey	RR	2.8	5.8	3.6	0.5	0	17,600
New York	RR	2.7	5.4	3.5	0.9	0.3	7,000
Nouveau Mexique	RR	2.7	5.4	3.3	0.3	0.1	13,500
Ohio	RR		8.5	6.3	0.7	0.1	9,000
Oklahoma	RSA	3.1	5.5	5.5	0.1	0.1	10,700
Oregon	RV		5.4	5.4	0.14	0.9	19,000
Ouest Virginie	RR	2.7	7.5	4.5	1.5	0	8,000
Pennsylvanie	RR+RV	3.5	10.3056	10.3056	1.8895	0.3	8,000
Porto Rico	RR	2.7	5.4	4.2	1	1	7,000
Rhode Island	RR	3.95	8.25	4.65	2.15	0.7	16,800
Tennessee	RR	2.7	10	2.55	0.1	0.15	7,000
Texas	RV		6.31	6.31	1.61	0	9,000
Utah	RV		8	8	0.3	0.1	16,500
Vermont	RV		5.9	5.9	0.6	0.4	8,000
Virginie	RV	2.58	6.28	6.28	0.18	0	8,000
Washington	RV		5.4	5.4	0.36	0.36	19,900
Wisconsin	RR	3.6	9.75	4.55	0.02	0.02	10,500
Wyoming	RV		8.77	8.77	0.27	0	11,900

Sources : http://www.itsc.state.md.us/ui_manage/uilaws/march98/tables/tbl200.pdf, http://www.itsc.state.md.us/ui_manage/sesatax/statetax.html

n.d.=non-disponible, RR=Ratio de réserves, RV=Ratio de versements, RSA=Ratio de salaires des allocataires, MSD=Masse salariale décroissante.

Notes : L'Administration de la Sécurité de l'Emploi des Etats (State Employment Security Administration, ou SESA) n'indique pas la raison pour laquelle les taux des entreprises nouvellement créées sont manquants. Dans certains cas, ceci peut être dû à une variation des taux initiaux, par exemple quand le taux initial est la moyenne des taux payés par les autres entreprises dans la même secteur.

Tableau 4: Décomposition de l'indice de modulation (en 1996)

Etat	Indice de modulation	Charges Ineffectives (% des allocations)	Charges Inactives (% des allocations)	Non-charges (% des allocations)	Allocations versées (en milliers de \$)	Type de Système	
Alabama	60	17.26%	4.70%	18.10%	168,270	RV	
Alaska	n.d.	Sans objet (le système d'expérience rating ne permet pas le calcul)					MSD
Arizona	76	0.74%	6.12%	17.07%	136,733	RR	
Arkansas	56	5.86%	10.42%	27.55%	141,270	RR	
Californie	57	22.44%	13.38%	6.80%	3,101,322	RR	
Caroline du Nord	8	58.77%	9.97%	23.44%	309,139	RR	
Caroline du Sud	57	11.02%	9.12%	22.96%	159,696	RR	
Colorado	56	30.72%	8.23%	4.73%	164,593	RR	
Connecticut	65	17.90%	2.32%	15.14%	448,187	RV	
Dakota du Nord	62	19.88%	5.80%	12.14%	26,797	RR	
Dakota du Sud	50	24.99%	7.68%	16.89%	12,926	RR	
Delaware	60	0.03%	37.79%	2.23%	56,807	RSA	
Dist. de Colombie	78	7.35%	12.59%	1.83%	89,255	RR	
Floride	71	8.41%	1.74%	18.47%	538,081	RV	
Georgie	80	6.13%	8.50%	5.65%	247,951	RR	
Hawaï	44	28.38%	9.86%	17.28%	178,867	RR	
Idaho	58	20.89%	2.47%	19.04%	87,104	RR	
Iles Vierges	n.d.	Données non disponibles					RR
Illinois	83	6.77%	1.21%	9.26%	1,050,368	RV	
Indiana	69	6.96%	12.61%	11.04%	195,829	RR	
Iowa	70	10.25%	5.92%	13.38%	143,882	RV	
Kansas	16	59.27%	7.74%	17.17%	137,984	RR	
Kentucky	70	17.31%	6.35%	6.00%	193,859	RR	
Louisiane	72	0.17%	9.15%	19.02%	133,325	RR	
Maine	58	15.62%	2.59%	23.58%	101,863	RR	
Maryland	n.d.	Données non disponibles					RV
Massachusetts	50	15.62%	5.48%	28.98%	884,258	RR	
Michigan	73	16.61%	7.97%	2.71%	811,136	RV	
Minnesota	72	11.72%	2.05%	14.20%	300,314	RV	
Mississippi	50	13.09%	14.64%	22.44%	95,362	RV	
Missouri	69	9.52%	0.69%	21.12%	280,492	RR	
Montana	60	15.65%	10.99%	12.95%	46,920	RR	
Nebraska	50	12.68%	8.98%	28.06%	42,882	RR	
Nevada	80	5.95%	1.21%	13.10%	135,091	RR	
New Hampshire	84	4.03%	7.62%	4.64%	30,414	RR	
New Jersey	64	24.15%	8.65%	2.79%	1,199,504	RR	
New York	86	5.97%	6.20%	2.04%	1,998,245	RR	
Nouveau Mexique	63	11.21%	6.56%	19.04%	63,707	RR	
Ohio	72	12.12%	2.07%	14.08%	601,639	RR	
Oklahoma	51	20.08%	10.90%	18.02%	95,352	RSA	
Oregon	55	14.75%	12.06%	18.15%	324,720	RV	
Ouest Virginie	60	19.91%	14.94%	5.57%	123,365	RR	
Pennsylvanie	76	1.57%	9.82%	12.16%	1,409,740	RR+RV	
Porto Rico	n.d.	Données non disponibles					RR
Rhode Island	70	15.40%	6.48%	8.54%	164,505	RR	
Tennessee	63	0.68%	25.11%	11.17%	252,109	RR	
Texas	55	16.53%	9.50%	19.11%	933,964	RV	
Utah	73	0.82%	7.61%	19.04%	55,202	RV	
Vermont	49	19.37%	9.18%	22.63%	46,724	RV	
Virginie	79	4.67%	6.60%	9.65%	191,024	RV	
Washington	50	11.42%	10.72%	28.08%	837,792	RV	
Wisconsin	67	14.55%	4.03%	14.76%	389,788	RR	
Wyoming	42	32.00%	3.70%	22.16%	29,233	RV	

Source : http://www.itsc.state.md.us/ui_manage/UIPLs/uipl-13.98a2.html

Notes : En 1996 la Caroline du Nord et le Kansas appliquaient un taux de cotisation nul aux employeurs ayant un ratio de réserves positif.

Tableau 5: Evolution de l'indice de modulation de 1988 à 1996

Etat	1988	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	Système
Alabama	71	78	74	56	49	64	52	57	60	RV
Alaska	Sans objet (le système d'expérience rating ne permet pas le calcul)									MSD
Arizona	80	80	83	78	69	76	81	83	76	RR
Arkansas	48	47	56	60	58	53	n.d.	n.d.	56	RR
Californie	65	67	68	64	52	53	53	58	57	RR
Caroline du Nord	n.d.	n.d.	n.d.	50	44	42	31	n.d.	8	RR
Caroline du Sud	58	62	65	61	54	52	58	56	57	RR
Colorado	45	53	60	65	64	62	68	66	56	RR
Connecticut	62	64	58	47	42	49	59	60	65	RV
Dakota du Nord	62	65	57	64	60	56	64	59	62	RR
Dakota du Sud	59	38	48	45	49	44	47	53	50	RR
Delaware	n.d.	51	71	70	n.d.	54	47	57	60	RSA
Dist. de Colombie	47	56	72	72	62	n.d.	64	n.d.	78	RR
Floride	68	66	50	56	53	n.d.	75	72	71	RV
Georgie	61	65	62	65	52	58	75	79	80	RR
Hawaï	71	56	66	63	32	36	33	44	44	RR
Idaho	55	64	58	53	44	54	50	60	58	RR
Iles Vierges	Données non disponibles									RR
Illinois	72	76	76	78	74	71	79	82	83	RV
Indiana	81	91	94	84	78	75	75	75	69	RR
Iowa	78	77	67	70	74	67	66	62	70	RV
Kansas	64	73	69	69	57	58	59	18	16	RR
Kentucky	79	79	75	72	58	66	72	63	70	RR
Louisiane	42	87	85	88	83	77	75	77	72	RR
Maine	62	60	60	52	41	50	60	59	58	RR
Maryland	n.d.	72	62	62	65	n.d.	n.d.	n.d.	n.d.	RV
Massachusetts	55	54	50	40	43	47	58	58	50	RR
Michigan	80	67	72	70	63	73	77	78	73	RV
Minnesota	67	66	69	62	58	64	69	n.d.	72	RV
Mississippi	40	54	53	42	51	53	50	52	50	RV
Missouri	61	58	59	61	55	63	70	63	69	RR
Montana	54	58	62	61	55	62	63	61	60	RR
Nebraska	61	57	63	60	57	56	55	57	50	RR
Nevada	66	67	68	63	41	59	72	77	80	RR
New Hampshire	n.d.	n.d.	81	72	55	68	77	82	84	RR
New Jersey	n.d.	78	75	70	63	51	38	61	64	RR
New York	80	73	61	55	51	82	84	85	86	RR
Nouveau Mexique	51	59	63	63	62	62	67	64	63	RR
Ohio	70	74	74	70	65	65	73	71	72	RR
Oklahoma	50	64	60	47	28	34	47	52	51	RSA
Oregon	59	63	56	60	51	50	48	45	55	RV
Ouest Virginie	83	51	56	58	56	62	59	58	60	RR
Pennsylvanie	66	69	65	62	56	57	64	64	76	RR+RV
Porto Rico	Données non disponibles									RR
Rhode Island	75	69	68	58	55	64	75	72	70	RR
Tennessee	n.d.	69	66	68	71	73	73	65	63	RR
Texas	53	58	55	52	51	49	n.d.	53	55	RV
Utah	61	70	70	69	66	61	66	68	73	RV
Vermont	70	66	63	58	54	48	51	48	49	RV
Virginie	65	68	70	61	51	66	77	81	79	RV
Washington	60	63	63	61	57	48	39	47	50	RV
Wisconsin	90	82	78	66	65	70	70	69	67	RR
Wyoming	38	62	n.d.	55	63	60	41	46	42	RV

Source : http://www.itsc.state.md.us/ui_manage/UIPLs/uipl-13.98a1.html

Note : La Caroline du Nord (en 1996) et le Kansas (en 1995 et 1996) appliquaient un taux de cotisation nul aux employeurs ayant un ratio de réserves positif.

Tableau 6 : Caractéristiques des secteurs français avec classement par niveau décroissant, 1995-1998

Secteur	% de l'effectif total	Classement en termes d'effectif	Taux de chômage indemnisé	Classement en termes de taux de chômage	Salaire mensuel moyen	Classement en termes de salaire mensuel	Ratio de versements	Classement en termes de ratio de versements
Agriculture, sylviculture et pêche	5.58%	7	2.93%	12	5497.93	15	1.83%	12
Industries énergétiques	3.20%	12	1.42%	15	7541.49	13	0.89%	15
Autres industries de biens intermédiaires	4.13%	9	13.07%	3	9405.34	7	8.16%	3
Industries de biens d'équipement	1.60%	13	23.97%	2	9799.20	5	14.96%	2
Industries de biens de consommation durables	4.08%	10	2.43%	13	10464.78	3	1.52%	13
Industries agricoles et alimentaires	7.89%	5	3.47%	11	9214.06	8	2.16%	11
Industries de biens de consommation non durables	1.20%	15	44.61%	1	13035.62	1	27.84%	1
Construction	7.29%	6	11.07%	4	8285.35	10	6.91%	4
Commerce et réparations	14.85%	2	7.35%	7	7993.52	11	4.59%	7
Transports	4.56%	8	5.14%	8	9594.95	6	3.21%	8
Activités immobilières	3.37%	11	2.04%	14	12815.40	2	1.28%	14
Activités financières	1.28%	14	10.39%	5	7796.33	12	6.48%	5
Services aux entreprises	11.49%	3	4.90%	9	9809.14	4	3.05%	9
Services aux particuliers	8.69%	4	9.78%	6	5803.28	14	6.10%	6
Education, santé, action sociale	20.76%	1	4.68%	10	8946.66	9	2.92%	10
Moyenne (pondérée par l'effectif)			6.76%		8655.49		4.22%	

Sources: Enquêtes sur l'emploi, 1995-1998.

Tableau Annexe A: Notations pour les formules du coût marginal d'imposition

Variable	Définition
μ_t	Pourcentage moyen de salariés licenciés et percevant des allocations chômage pendant l'année t .
B_t	Valeur annualisée des allocations chômage dans l'année t , égale à l'allocation hebdomadaire moyenne multipliée par 52.
R_t	Solde du compte de l'employeur au cours de l'année t .
W_t	Base salariale imposable de l'année t .
N_t	Effectif de l'entreprise pendant l'année t .
τ_t	Taux de cotisation de l'entreprise pour l'année t .
θ	Taux de croissance de l'emploi dans l'entreprise, c'est-à-dire $N_{t+1} = \theta N_t$.
γ	Taux de croissance de la base salariale imposable (en nominal), c'est-à-dire $W_{t+1} = \gamma W_t$.
i	Taux d'intérêt nominal.
r_t	Ratio de réserves pour l'année t .
v_t	Ratio de versements pour l'année t .

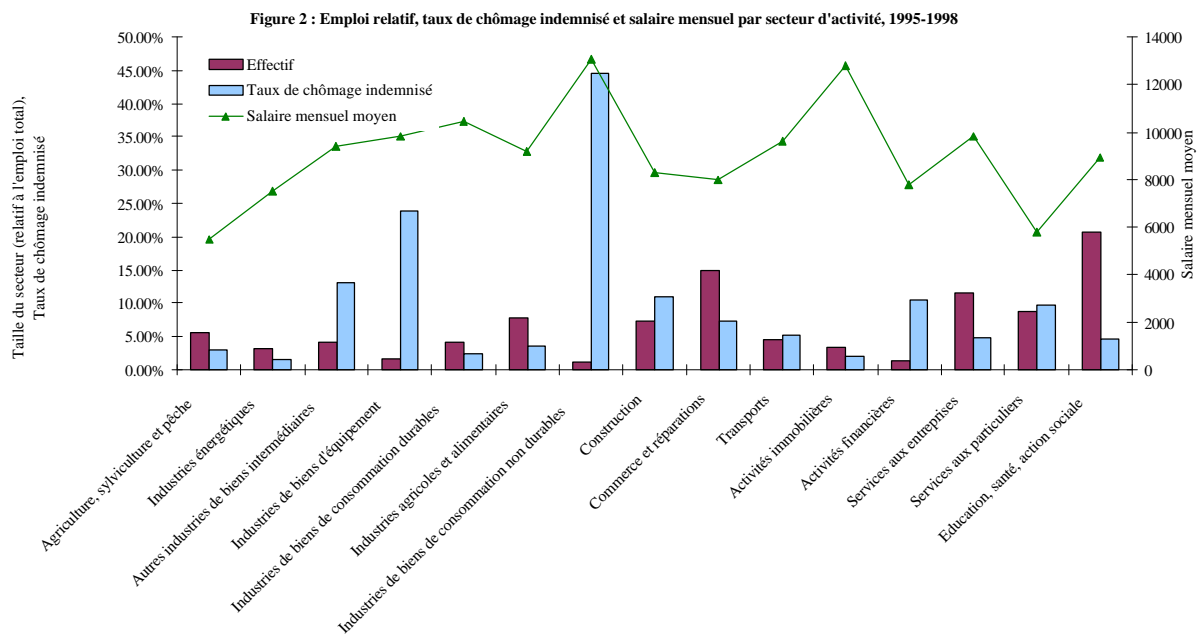
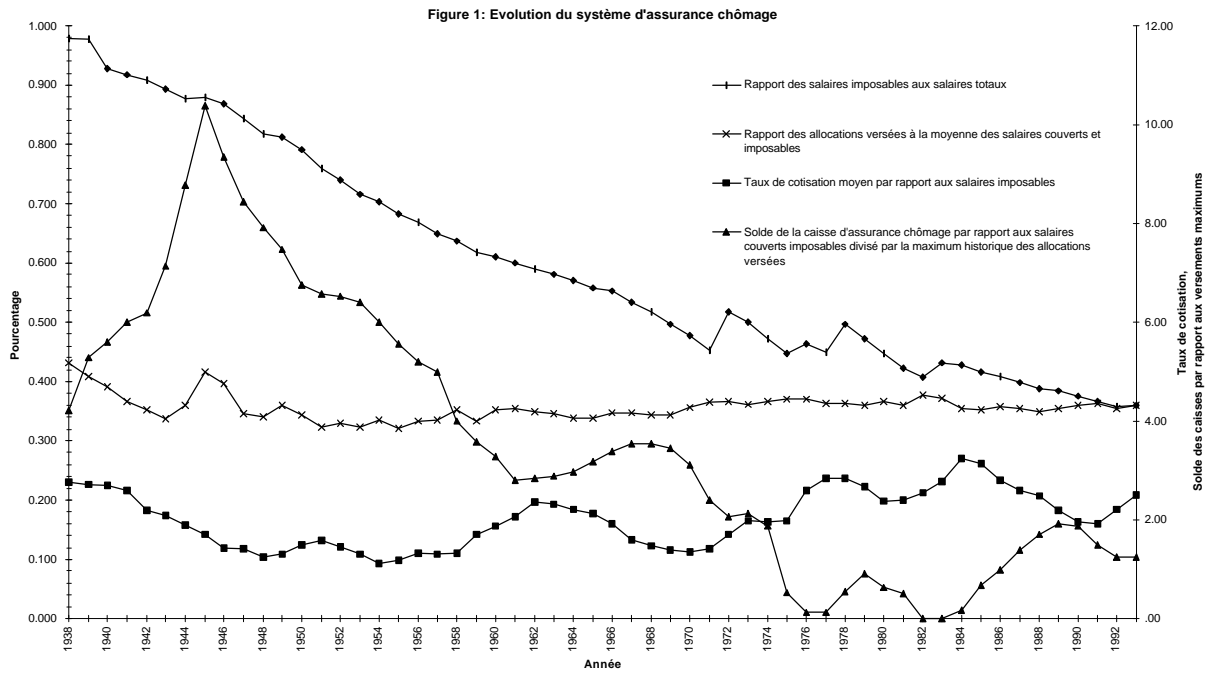


Figure 3 : Ancienneté au chômage indemnisé par secteur d'activité d'origine, 1995-1998

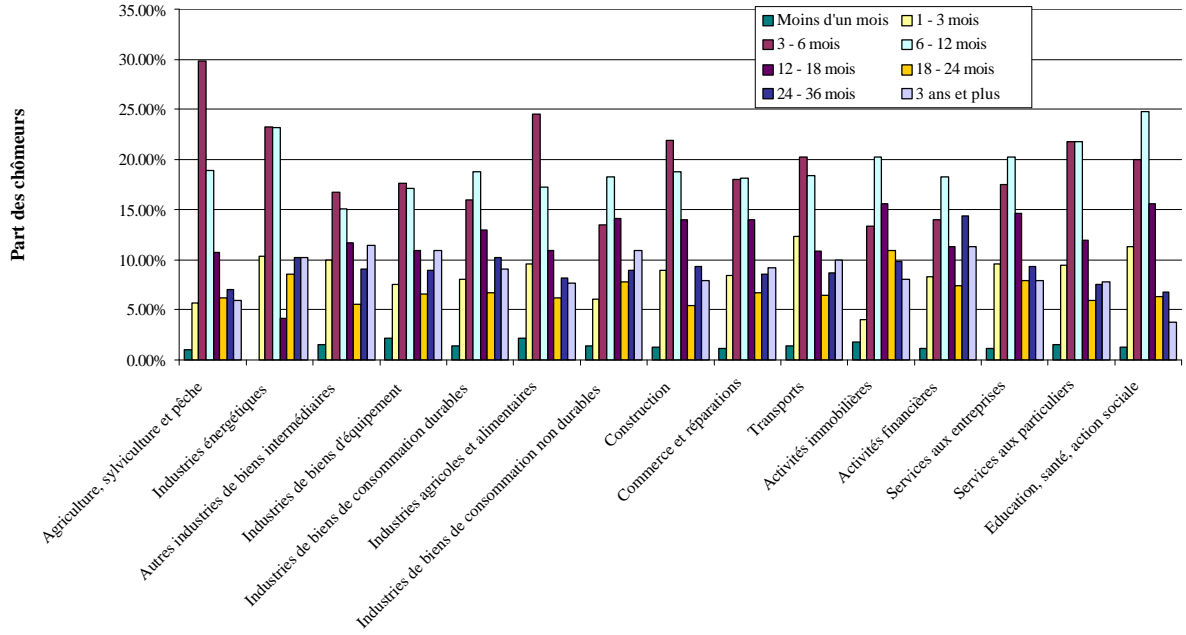


Figure 4 : Motifs d'entrée en chômage indemnisé, par secteur d'activité et par type de contrat, 1995-1998

