



<http://economix.fr>

Document de Travail

Working Paper

2013-17

Cliométrie du modèle WS-PS en France

Michel-Pierre CHELINI
Georges PRAT



UMR 7235

Université de Paris Ouest Nanterre La Défense
(bâtiment G)
200, Avenue de la République
92001 NANTERRE CEDEX

Tél et Fax : 33.(0)1.40.97.59.07
Email : nasam.zaroualete@u-paris10.fr



Cliométrie du modèle WS-PS en France

Michel-Pierre CHELINI et Georges PRAT

Résumé – Le modèle *Wage Setting – Price Setting* (WS-PS, Layard - Nickel - Jackman (1991)) fondé sur les négociations salariés-employeurs fournit un cadre général théorique simple et opérationnel pour comprendre les évolutions macroéconomiques historiques du chômage et des salaires en France sur longue période. Dans ce cadre, nous montrons, d'une part, que le degré de rigidité du marché du travail est un phénomène devant être daté - une représentation espace-état semblant adaptée à cette nécessité (méthode du filtre de Kalman) – et, d'autre part, qu'il est nécessaire d'établir une distinction entre le prix de référence des salariés et celui fixé par les employeurs. En outre, moyennant des hypothèses additionnelles concernant la représentation de facteurs conjoncturels et structurels supposés mais non spécifiés dans WS-PS - nous montrons qu'il est possible de caractériser et de chiffrer par date les trois composantes du chômage d'équilibre : le *chômage chronique* (résultant d'un excès du coût réel du travail par rapport à la productivité), le *chômage conjoncturel* (résultant d'un niveau d'activité inférieur à la production potentielle), et le *chômage structurel* (résultant de facteurs volontaires, frictionnels et technologiques). Il apparaît qu'aucune de ces trois composantes ne peut être négligée par rapport aux deux autres. Le taux de salaire est quant à lui déterminé par une moyenne pondérée des équations WS et PS traduisant respectivement les exigences salariales des salariés et des employeurs, le coefficient de pondération de ces deux équations mesurant les forces de négociation respectives des deux parties. En moyenne sur l'ensemble de la période, les résultats suggèrent que les forces de négociation sont équilibrées entre les salariés et les employeurs. Le salaire nominal apparaît ainsi dépendre du niveau général des prix et de celui la productivité, du taux de marge des entreprises, et enfin du taux de chômage observé, l'influence de ce dernier pouvant changer de signe au cours du temps suivant l'importance relative que les salariés et les employeurs attribuent au sous-emploi au cours des négociations.

Cliometrics of the WS-PS model in France

Abstract - From a macroeconomic perspective and in accordance with the *Wage Setting – Price Setting* model (WS-PS, Layard - Nickel - Jackman (1991)), this paper aims to give a simple and simultaneous representation of the dynamics of the unemployment rate and the wage rate in France over the period of 1950-2008. Distinguishing the price level at which employees refer and the price set by employers, and subject to complementary assumptions about factors supposed but not specified in the WS-PS system, we show that the equilibrium rate of unemployment is made of a *chronic* component due to an excess of the real labor cost comparing to productivity, by a *conjunctural* component characterized by the output gap (as like the Okun law) and by a *structural* component including voluntary, frictional and technological factors, represented by a stochastic state variable. The social cost of unemployment implies that the observed rate of unemployment adjusts gradually towards its equilibrium value, the latter depending on the time varying degree of rigidity of employment. The rate of wage equation is supposed given by a weighted average of the WS and PS equations. As a result, the wage rate depends on the levels of price and productivity, of the margin of companies and of the rate of unemployment rate. At the empirical level, estimations are made simultaneously for the unemployment and wages with a space-state model based on the Kalman filter method allowing for the introduction of time varying coefficients characterizing the degree of rigidity of employment.

In accordance with this framework, we found that the rate of unemployment tends to adjust gradually to its equilibrium level within 2.7 years and that the degree of rigidity is a time varying phenomenon. The estimated components of the equilibrium unemployment rate indicate that the chronic component is negative until 1974, hence compensating the other components and allowing to understanding the very low values (under 2%) of the unemployment rate observed during these years. After 1974, the chronic component increases to get a maximum of 6.7% in 1993, then decreasing to reach about 4% in 2008. The conjunctural component exhibits numerous minima and maxima from zero in 1973 to 4% in 1993, to reach about 2% in 2008. As expected, the structural component is smoother than the two others and ranges between 0.5% and 4% and reach about 2% in 2008. As expected, the dynamics of wages depend of a weighted average consumer and wholesale prices and of the productivity with elasticities near unity, on the margin of companies and on the rate of unemployment with a sensibility which is time varying, depending on the relative importance attributed by employees and employers to unemployment during the negotiations. Our outcomes also suggest that the bargaining powers of employees and employers are rather balanced in the average over the whole period.

Classification J.E.L. : E24, J2, J30

Cliométrie du chômage et des salaires en France, 1950-2008

Michel-Pierre CHELINI¹ et Georges PRAT²

Mai 2013

1 - Introduction

Le but de cet article est d'identifier les principaux facteurs du chômage et des salaires en France sur la période 1950-2008. Le cadre d'analyse est *macroéconomique* puisque le salaire moyen horaire et le taux de chômage global sont considérés pour l'ensemble de l'économie française.³ Ce travail n'a pas vocation à rendre compte des évolutions suivant les branches, suivant les secteurs public ou privé, suivant les genres, suivant les régions, ou encore suivant les degrés de qualification des salariés. La modélisation espace-état proposée est fondée sur la méthode du filtre de Kalman, et a pour objectif de fournir ainsi une représentation simple et *simultanée* des évolutions historiques des salaires et du taux de chômage qui soient en accord avec la théorie économique, en considérant un degré de rigidité du marché du travail variable au cours du temps. A cette fin, nous nous référerons au modèle WS-PS, suivant lequel les prix et les quantités sont interdépendants sur le marché du travail, puisque les salaires dépendent du chômage alors que le chômage dépend des salaires.

La littérature économique portant sur la relation salaire-chômage s'est beaucoup focalisée sur l'interprétation de trois approches : la courbe de Phillips, le modèle WS-PS et la « *wage curve* ». Initialement, la courbe de Phillips⁴ traduit empiriquement en termes de variations des salaires nominaux l'hypothèse suivant laquelle les salariés sont d'autant moins en mesure de négocier des *hausse de salaires* que le chômage est important. Un développement de cette relation permet d'y intégrer l'inflation et la productivité : les variations de salaires sont alors une fonction croissante de l'inflation actuelle (et éventuellement de la période précédente) et du taux de croissance de la productivité du travail et décroissante du taux de chômage. En outre, en supposant classiquement que les prix sont fixés par les entreprises sur la base du coût salarial unitaire augmenté d'une marge bénéficiaire, on montre que l'équilibre - caractérisé par le fait que le salaire réel croît au même rythme que la productivité - est obtenu lorsque le taux de chômage atteint une valeur particulière appelée NAIRU (*non-accelerating inflation rate of*

¹ Université d'Arras. Courriel : chelini@noos.fr

² IPAG Business School (Paris) et EconomiX (UMR CNRS, Université de Paris Ouest Nanterre la Défense).

Courriel : georges.prat@u-paris10.fr

³ Les auteurs remercient vivement deux lecteurs anonymes de cette revue pour leurs critiques pertinentes sur une première version de cet article, ainsi que les intervenants aux séminaires recherche de l'OFCE et de l'Université de Paris IV Sorbonne.

⁴ Voir Phillips (1958).

unemployment).⁵ Ces nouvelles approches issues des extensions de la courbe de Phillips ont fait l'objet de nombreuses estimations pour les pays industriels.⁶ Même si les travaux empiriques confirment que l'inflation, les gains de productivité et le taux de chômage sont des facteurs de variation des salaires, les approches situées dans le paradigme de la courbe de Phillips ont fait l'objet de nombreuses critiques.⁷ En premier lieu, la relation initiale n'est justifiable que si le taux de croissance des salaires et le taux de chômage sont des variables stationnaires, ce qui est souvent le cas pour le premier, beaucoup plus rarement pour le second.⁸ En second lieu, si cette approche explique assez bien les variations de salaires, le taux de chômage d'équilibre que l'on peut en déduire (NAIRU) ne représente souvent pas valablement l'évolution de long terme du chômage (cf. Cotis et al. 1996). En troisième lieu, la prise en compte des anticipations d'inflation conduisent à perturber la relation entre les variations de salaires et de chômage.⁹ Enfin, d'après la théorie microéconomique, les salariés poursuivraient un objectif en termes de *niveau* de salaire réel plutôt qu'en termes de *taux de croissance* des salaires comme cela est suggéré par la courbe de Phillips.

Au cours des années 1980, une approche d'une toute autre nature est donnée par le modèle WS-PS. Ce modèle s'est dégagé à partir de Layard - Nickel (1985) sur le chômage britannique puis de l'ouvrage de Layard - Nickel - Jackman (1991). En explicitant les fondements microéconomiques des relations macroéconomiques¹⁰, le modèle WS-PS permet la détermination d'un taux de chômage d'équilibre fondée sur la négociation salariés-employeurs et peut, dans une certaine mesure, être vu comme une réponse aux critiques adressées à la courbe de Phillips. Le cadre est celui d'une imperfection des mécanismes concurrentiels sur le marché du travail, les équations faisant intervenir les niveaux des variables (salaires, prix, productivité, emploi). L'équation des prix PS (*Price-Setting*) qui constitue le côté demande de travail caractérise une relation *croissante* entre le taux de salaire réel et le taux de chômage. L'équation de salaire WS (*Wage-Setting*) constitue le côté offre de travail et établit une relation *décroissante* entre le taux de salaire réel et le taux de chômage. Pour les deux équations, d'autres variables mesurant divers aspects conjoncturels ou structurels peuvent être introduites pour expliquer les prix et les salaires, ce qui montre la « souplesse » de cette approche. Layard - Nickel - Jackman (1991) montrent l'intérêt de ce nouveau cadre général d'analyse pour comprendre le taux de

⁵ Le NAIRU est la valeur du taux de chômage assurant la stabilité du taux d'inflation. Cette valeur sera d'autant plus élevée que les revendications salariales sont fortes par rapport aux gains de productivité et que la sensibilité des salaires au taux de chômage est faible. Bien qu'Estrella et Mishkin (1998) suggèrent de distinguer le NAIRU du taux de chômage naturel, ces deux taux sont souvent considérés comme confondus. L'OCDE et le FMI publient régulièrement des estimations du NAIRU pour la plupart des pays développés. Par exemple, pour la France, les valeurs estimées étaient de l'ordre de 6% en 1980 et de 8% en 1999 (voir notamment Bonnet et Mahfouz (1996), Richardson, Boone et al. (2000)).

⁶ Voir le survol donné dans Sterdyniak et al. 1997.

⁷ Voir notamment Sterdyniak et al. (1997), Le Bihan et Sterdyniak (1998) ainsi que Heyer et Timbo (2002).

⁸ Voir notamment Collard et Hénin (1993).

⁹ Rappelons que la thèse monétariste (Milton Friedman notamment) essaie d'expliquer ce constat en prenant en compte l'ouverture de l'économie sur le reste du monde et les anticipations inflationnistes (lorsque le taux d'inflation anticipé est inférieur au taux d'inflation effectif, le taux anticipé s'accroît, la courbe de Phillips se déplace vers le haut et on retrouve le taux chômage initial qui est égal au taux de chômage « naturel »).

¹⁰ D'Autume (2001) souligne l'importance de la forme des fonctions d'utilité (salarié) et de production (firme), ces formes conditionnant logiquement les relations macroéconomiques obtenues. De manière classique, on suppose dans les paragraphes qui suivent, que l'utilité marginale et la productivité marginale sont décroissantes.

chômage dans 19 pays de l'OCDE (dont la France) en estimant un chômage d'équilibre (sous l'hypothèse d'anticipations rationnelles des prix) vers lequel le chômage observé tend à s'ajuster; l'équation proposée permet d'expliquer environ 86% de la dynamique du taux de chômage dans ces pays au cours de la période 1956-88. Cahuc-Zylberberg (1999) ont eu le mérite d'approfondir cette approche en confirmant son intérêt pour analyser le marché français du travail. D'autres travaux - pas très nombreux et pas toujours publiés - ont appliqué ce modèle à l'économie française : Cotis et al. (1998) mettent à jour l'influence du taux d'intérêt réel sur le chômage d'équilibre, tandis que Cahuc et al. (2000) ainsi que Doisy et al. (2001) adoptent une approche désagrégée en utilisant des données d'entreprises ou sectorielles. Dans l'ensemble, les résultats obtenus suggèrent que le modèle WS-PS constitue un cadre général d'analyse très souple (les variantes pouvant être très nombreuses) et en tous cas valable pour comprendre les comportements des acteurs sur le marché du travail en France.

Au cours des années 1990, un nouveau fait stylisé portant sur la relation salaires - chômage a également été mis en évidence : la « *wage curve* ». Cette dernière ne s'inscrit toutefois pas dans un cadre macroéconomique. En effet, sur une période donnée, la *wage curve* est construite en portant les salaires réels moyens suivant les régions sur l'axe des ordonnées et les taux de chômage suivant les mêmes régions sur l'axe des abscisses. La courbe décrite par les données observées a une pente négative : en moyenne, les salaires réels sont d'autant plus élevés que le chômage est faible. Notamment, Blanchflower et Oswald (1995) considèrent des échantillons composés par de très nombreux individus (1,5 million de salariés américains au total). L'élasticité obtenue semble relativement stable et relativement indifférente aux autres conditions du marché, que les régions soient aisées, en situation moyenne ou en difficulté : à une augmentation relative du taux de chômage de 10% d'une région à l'autre correspond en moyenne une baisse des salaires d'environ 1%.¹¹ Cette relation empirique a reçu plusieurs confirmations, notamment avec l'analyse réalisée par Guichard et Lafargue (2000). Si la *wage curve* apparaît robuste, son interprétation théorique n'en est pas moins discutée dans la littérature économique. Une interprétation simple et assez intuitive se réfère à la « pression » sur le marché du travail, ce qui rejoint l'interprétation simple d'une courbe de Phillips ou de l'équation d'offre de travail WS¹² : toutes choses égales par ailleurs, lorsque le chômage est faible (fort), il existe une forte (faible) pression sur le marché du travail caractérisée par une demande de travail émanant des entreprises qui est relativement forte (faible) par rapport offre de travail des salariés, impliquant un pouvoir de négociation relativement fort (faible) de ces derniers qui peuvent alors plus facilement obtenir des salaires élevés, et, pour un niveau donné des prix, des salaires *réels* élevés. Cependant, alors que la *wage curve* se présente avant tout comme un fait stylisé, le modèle WS-PS constitue un cadre théorique général selon lequel il existe une interdépendance entre le taux de salaire et le taux de chômage faisant intervenir d'autres phénomènes, notamment la productivité.

¹¹ Cette élasticité est observée pour de nombreux pays sur la période 1980 -1994.

¹² Les spécifications sont toutefois très différentes, puisque la *wage curve* et l'équation WS font intervenir le niveau du salaire réel tandis que le taux de variation du salaire nominal moyen intervient au départ dans la courbe de Phillips.

Situé dans le cadre général du modèle WS-PS et moyennant des hypothèses additionnelles concernant (i) la distinction entre le prix de référence des salariés et celui fixé par les employeurs, (ii) la représentation du salaire de réservation, (iii) la représentation des facteurs conjoncturels et structurels qui sont supposés exister sans toutefois être explicités dans ce modèle (iv) le relâchement de l'hypothèse d'un degré constant de rigidité de l'emploi et (v) l'introduction d'un délai d'ajustement du chômage sur sa valeur d'équilibre, l'exercice cliométrique présenté ci-après cherche à éclairer simplement les dynamiques historiques du chômage et des salaires qui sont des phénomènes interdépendants, en France sur la période 1950 - 2008.¹³ A cette fin, nous utiliserons à la fois la théorie économique (basée sur modèle WS-PS) et une technique économétrique (le filtre de Kalman) permettant de représenter la variabilité temporelle du degré de rigidité de l'emploi. Par rapport à la littérature, nous montrons la pertinence empirique sur longue période de la notion de chômage d'équilibre en France, la nécessité d'introduire un délai d'ajustement du chômage observé sur sa valeur d'équilibre, la nécessité de distinguer les prix auxquels les salariés se réfèrent de ceux fixés par les entreprises, la nécessité de représenter un degré de rigidité de l'emploi qui soit daté et enfin celle d'évaluer le rapport de force salariés / employeurs au cours des négociations. En outre, nous montrerons comment l'approche proposée peut permettre de décomposer le taux de chômage d'équilibre en trois composantes. La première composante traduit un chômage de type *chronique*, résultant de l'excès du coût réel du travail par rapport à la productivité.¹⁴ La seconde composante traduit un chômage de type *conjoncturel*, résultant d'un niveau d'activité insuffisant résultant de facteurs observables tels que la compétitivité des entreprises, la marge bénéficiaire des entreprises, le taux d'intérêt réel, les variations de la masse monétaire et le taux d'inflation. Enfin, la troisième composante traduit un chômage *structurel* pouvant être rapproché du concept de chômage « naturel »¹⁵; ce type de sous-emploi résultant des facteurs volontaire, frictionnel et technologique, sa dynamique étant représentée par une variable d'état stochastique. L'équation du taux de salaire proposée repose quant à elle sur l'hypothèse d'une moyenne pondérée des exigences des salariés (équations WS) et des employeurs (équation PS), le coefficient de pondération mesurant les forces relatives des deux parties au cours des négociations. Il en résulte que le taux de salaire dépend du niveau des prix, de la productivité du travail, du taux de marge des entreprises et du taux de chômage.

La partie 2 rappelle les équations WS et PS et donne les spécifications que nous avons retenue de ces deux équations, avant de présenter les données statistiques utilisées. Les parties 3 et 4 sont respectivement consacrées aux représentations formelles espace-état du taux de

¹³ La liaison entre le chômage et les salaires a fait l'objet d'un nombre important de travaux depuis la fin des années 1950. Concernant les aspects plus théoriques, le lecteur pourra utilement se référer à Von Mises (1958), Phelps (1968), Tobin (1972), et plus récemment à Villa (1994). Pour les aspects plus empiriques, le lecteur pourra se référer à Fitoussi (1973), Marczewski (1977), Schor (1985), Cahuc et Zylberberg (1996), Salanié (2000), Gérard-Prenveille (2003), Beffy et Langevin (2005).

¹⁴ Nous reprenons ici le qualificatif de chômage *chronique* utilisé par Allais (1971, p. 502 et Allais (1980)). Ce type de sous-emploi doit s'entendre comme renvoyant à l'existence d'une rigidité durable à la baisse des salaires générant une offre de travail excédentaire.

¹⁵ Tel qu'il a été défini par Milton Friedman, le taux de chômage naturel dit « de plein emploi » correspond au taux de chômage attribuable au chômage volontaire et frictionnel dans une économie de croissance. Les valeurs estimées de ce taux sont généralement comprises entre 3% et 5% (voir notamment Weiner (1993) et pour la France Heyer et Timbeau (2002)).

chômage et du taux de salaire qui sont issues du système WS-PS, auxquelles des hypothèses complémentaires sont adjointes. La partie 5 présente la méthode d'estimation simultanée des équations du taux de chômage et du taux de salaire suivant la méthode du filtre de Kalman ainsi que les résultats empiriques obtenus. Enfin, la partie 6 donne les conclusions.

2 - Le modèle chômage-salaire et les données statistiques

L'approche proposée a pour but une représentation simultanée du taux de chômage et du taux de salaire en France sur la période 1950-2008. Après avoir présenté les équations théoriques générales retenues dans le cadre du système WS-PS (§2.1), nous présenterons les séries statistiques utilisées dans cet article (§2.2).

2.1 – Les équations WS-PS avec dualité des prix et sensibilités variables des salaires et des prix au taux de chômage

Le modèle WS-PS intègre l'imperfection des mécanismes concurrentiels sur le marché du travail. L'intérêt majeur de ce modèle est de reposer sur la considération explicite des négociations entre salariés et employeurs et de montrer que la valeur du taux de chômage d'équilibre peut être plus élevée que celle du taux de chômage « naturel ». Par rapport à la version standard du modèle WS-PS, nous introduisons dans ce travail une dichotomie entre les prix considérés par les salariés et les prix fixés par les entreprises, hypothèse spécifique qui nous semble traduire une réalité. En effet, alors que les premiers se réfèrent aux prix à la consommation pour déterminer leur salaire réel, les seconds se préoccupent de fixer le prix de vente de leurs produits dont la majeure partie correspond à des prix de gros, puisque le commerce de détail ne constitue qu'une partie modérée de la valeur ajoutée globale.¹⁶ En fait, nous avons constaté qu'en imposant un même indice de prix dans les deux équations (prix de détail, de gros ou déflateur du PIB), il n'était pas possible - dans le cadre WS-PS - de rendre compte à la fois des évolutions historiques du taux de chômage et du taux de salaire en France.

Dans ce cadre d'analyse, l'équation WS (*wage setting*) établit une relation croissante entre le salaire réel et l'emploi (i.e. *décroissante* entre le salaire réel et le chômage¹⁷), d'autres variables représentant divers aspects conjoncturels ou structurels du marché du travail pouvant influencer les salaires désirés par les salariés. Représentant l'offre de travail, cette équation est fondée sur la maximisation de la satisfaction du salarié (sous sa contrainte de budget), laquelle dépend de son salaire et de son temps de loisir, l'utilité marginale de la consommation et du loisir étant supposées décroissantes. Il en résulte que l'exigence des salariés croît avec leur salaire de réservation et les prélèvements sociaux et diminue avec l'importance du chômage. En relâchant l'hypothèse d'une sensibilité constante du salaire réel par rapport au chômage, le salaire réel brut désiré par les salariés est décrit par l'équation WS suivante où l'on considère les

¹⁶ Par exemple, la part de l'ensemble du commerce dans la valeur ajoutée du secteur marchand hors agriculture était de 20% en 2008. Le commerce de détail constituant très approximativement la moitié de l'ensemble du commerce (le reste étant le commerce de gros et la réparation d'automobiles et de motocycles), on obtient environ 10% pour le seul commerce de détail (cf. http://www.insee.fr/fr/ffc/docs_ffc/ref/comfra10f.pdf).

¹⁷ Notons ici que le signe de cette relation est conforme à celui des « *wage curves* ».

logarithmes des variables, excepté pour le taux de chômage et le taux des prélèvements sociaux¹⁸ :

$$s_t - p_{st} = [s_t^R - p_{st}] + cs_t - k_{st} u_t + f_{st} \quad k_{st} > 0 \forall t \quad (1)$$

avec :

u_t : taux de chômage

s_t : taux de salaire brut

p_{st} : niveau des prix considéré par les salariés pour évaluer leur salaire réel

$[s_t^R - p_{st}]$: salaire réel net de réservation (minimum « exigé » par le salarié, exogène à l'équation (1))

cs_t : taux de prélèvement social supporté par les salariés (par rapport au salaire net)

f_{st} : facteurs influençant les salaires, autres que les prix, le chômage et les prélèvements sociaux

k_{st} : sensibilité variable du salaire réel par rapport au taux de chômage

Simultanément, l'hypothèse d'une productivité marginale du travail décroissante avec le niveau d'emploi jointe au comportement d'entreprises maximisant leurs profits conduit à une demande de travail par ces dernières qui est décroissante avec le salaire réel. Pour une productivité donnée, l'équation de fixation des prix PS par les entreprises (*price setting*) établit alors une relation *croissante* entre le niveau du salaire réel et celui du chômage¹⁹, d'autres variables représentant divers aspects conjoncturels ou structurels du marché du travail pouvant intervenir, dont le taux de marge des entreprises. En relâchant l'hypothèse d'une sensibilité constante du prix fixé par les employeurs par rapport au chômage, et supposant que les employeurs répercutent les prélèvements sociaux sur le prix de leurs produits, le niveau des prix fixé par les entreprises est décrit par l'équation PS suivante:

$$p_{et} = s_t + ce_t - \pi_t - k_{pt} u_t + f_{pt} \quad k_{pt} > 0 \forall t$$

ou encore (2)

$$s_t - p_{et} = ce_t + \pi_t + k_{pt} u_t - f_{pt}$$

avec :

p_{et} : niveau des prix considéré par les employeurs

¹⁸ Nous nous inspirons ici des présentations du modèle WS-PS faites par Sterdyniak, et Le Bihan (1998) et Simonnet (2008).

¹⁹ Cette relation est conforme à la fameuse « loi de Rueff » établissant une corrélation positive entre le salaire rapporté aux prix de gros et le taux de chômage. Rueff (1925) suggérait que la rigidité à la baisse des salaires était une cause majeure du sous-emploi en Grande-Bretagne au début des années 1920. Notons que le signe (positif) de cette corrélation est opposé à celui caractérisant la *wage curve* ; ceci peut s'expliquer par le fait que la première caractérise des observations macroéconomiques longitudinales tandis que la seconde caractérise des observations désagrégées transversales. Un déplacement vers le haut de la *wage curve* au cours du temps (par exemple sous l'effet d'une augmentation « labor saving » de la productivité) conduira à une relation longitudinale positive entre le salaire réel moyen et le taux de chômage global (i.e. « loi de Rueff »).

ce_t : taux de prélèvement social supporté par les entreprises (par rapport au salaire brut)

π_t : productivité du travail

f_{pt} : facteurs influençant les prix fixés par les entreprises, autres que les salaires, les prélèvements sociaux, la productivité et le taux de chômage. NB : le taux de marge brut des entreprises txm_t sont des facteurs *a priori* inclus dans f_{pt} ²⁰

k_{pt} : sensibilité variable du niveau de prix fixé par les entreprises par rapport au taux de chômage

Les équations (1) et (2) caractérisent les comportements quant à la fixation des salaires par rapport aux prix (WS) et la fixation des prix par rapport aux salaires (PS), la variable d'ajustement entre le salaire réel désiré par les salariés « *wage-setters* » et celui désiré par les employeurs « *price-setters* » étant le taux de chômage. Le degré de flexibilité de l'emploi pouvant varier au cours du temps suivant les règles institutionnelles, il paraît opportun - comme nous l'avons fait - de laisser aux sensibilités k_{st} et k_{pt} des salaires et des prix par rapport au taux de chômage la possibilité de varier suivant les dates.

2.2 – Données statistiques utilisées

Les séries statistiques de base utilisées dans cet article ont été délibérément établies en données annuelles car les salaires contemporains, encadrés par les conventions collectives, sont négociés tous les ans ou tous les deux ans, mais pas tous les trimestres. Les données trimestrielles, très utilisées dans les modèles macroéconomiques, ont donc été écartées, ce qui laisse évidemment échapper l'évaluation des effets intra-annuels, mais le choix d'une période longue de plus d'un demi-siècle compense en partie le choix de données annuelles.²¹ Les séries statistiques suivantes sont présentées avec leurs sources dans **l'Annexe 1** :

1. PIB (indice)
2. Salaire annuel moyen net (en euros)
3. Cotisations salariales annuelles moyennes (en euros)
4. Cotisations patronales annuelles moyennes (en euros)
5. Salaire annuel moyen brut (euros)
6. Coût total annuel moyen du travail (série 2 + série 3 + série 4, euros)
7. Prix de détail (indice)
8. Prix de gros (indice)
9. Déflateur du PIB (indice)
10. Productivité horaire du travail (indice)
11. Nombre de chômeurs au sens du BIT

²⁰ Il en résulte que l'impôt sur les bénéfices est *de facto* capturé par le taux de marge. On supposera que f_{pt} capture la TVA.

²¹ Pour les analyses historiques des salaires sur longue période, voir notamment Bayet (1997), Boyer (1978) et Chélini (2014).

12. Population active au sens de la comptabilité nationale
13. Population active salariée totale
14. Taux d'intérêt à long terme (rendement des obligations des sociétés, % an)
15. Durée annuelle du travail pour un salarié (en heures travaillées)
16. Taux de marge des sociétés non financières
17. Taux de couverture des importations par les exportations
18. Masse monétaire M1
19. Journées de grève (journées individuelles non- travaillées) en millions
20. Effectifs syndiqués, total en milliers d'adhérents

N.B. : tous les indices ont été mis en base 1950 = 1

Les séries de la comptabilité nationale initialement données en francs²² ont été ensuite exprimées en euros par l'organisme émetteur (INSEE, Banque de France etc.); celles qui ne l'étaient pas ont fait l'objet d'une conversion en euros d'après la série INSEE en ligne.²³ Les autres séries sont exprimées en indices ou en unités. La plupart des données n'ont pas posé de problème particulier, en-dehors de leur dispersion dans les publications, car elles couvraient généralement toute la période sans grande césure. Le taux d'intérêt à long terme et la durée annuelle du travail ont nécessité des élaborations complémentaires. Le problème est souvent celui de l'évolution des systèmes de données que les progrès statistiques bonifient par vagues : ainsi pour la France, l'année 1970 choisie alors comme nouvelle base, a cumulé suffisamment d'améliorations pour créer une certaine rupture qualitative entre les séries antérieures et celles qui les prolongent.

Concernant les salaires et les cotisations sociales, l'INSEE a publié récemment des séries longues du *salaires annuel moyen net* ainsi que des *taux de cotisation salariale et patronale* calculés par rapport au salaire moyen brut annuel (incluant donc les cotisations sociales à la charge des salariés). On peut facilement déduire de ces statistiques les niveaux des cotisations salariales (série 3) et patronales (série 4) associées au salaire moyen annuel net.²⁴ Sur la base de ces séries, nous avons calculé trois indicateurs : (i) le *salaires horaire net* (excluant toute charge sociale) concernant tous les salariés du secteur privé et semi public, égal au salaire annuel moyen net divisé par le nombre total d'heures travaillées par salarié au cours d'une année (*série 2 / série 15*), (ii) le *salaires horaire brut* (incluant les cotisations sociales payées par les salariés, égal au salaire annuel moyen brut divisé par le nombre d'heures travaillées par an et par salarié (*(série 2 + série 3)/série 15*), et (iii) enfin le *coût total horaire du travail* égal au salaire annuel moyen net

²² La conversion en euros courants ou constants est calculée par la série « Le pouvoir d'achat de l'euro et du franc (IPC). Coefficient de transformation de l'euro ou du franc d'une année en euro ou en franc d'une autre année », www.insee.fr

²³ Il faut prêter attention à la création du « nouveau franc » au 1^{er} janvier 1960. Les « anciens francs » de 1950-1959 (inclus) ont été convertis en francs de 1960-2000, c'est-à-dire divisés par 100.

²⁴ Voir Annexe 1.

augmenté des cotisations salariales et patronales, le tout divisé par le nombre total d'heures travaillées par salarié et par an (*série 2 + série 3 + série 4 / série 15*).²⁵

3 - Représentation du taux de chômage

3.1 – L'équation du taux de chômage retenue dans le cadre WS - PS

L'équation PS peut encore s'écrire en soustrayant à gauche et à droite le niveau des prix considéré par les salariés:

$$s_t - p_{st} = -(p_{st} - p_{et}) - ce_t + \pi_t + k_{pt}u_t - f_{pt} \quad (2)'$$

Cette dernière équation signifie que, tout comme ils répercutent les cotisations sociales qui sont à leur charge, les employeurs prennent en compte l'écart entre les prix à la consommation considérés par les salariés et les prix de leur production dans la valeur du salaire réel négocié. Les équations (1) et (2)' permettent – en égalisant les deux parties de droite égales au salaire réel - de déduire la valeur théorique du *taux de chômage d'équilibre* \bar{u}_t satisfaisant donc simultanément ces deux équations²⁶:

$$\bar{u}_t = \alpha_t [s_t^R + cs_t + ce_t - p_{et} - \pi_t + f_t] \quad (3)$$

avec $\alpha_t = 1/(k_{st} + k_{pt})$ et $f_t = f_{st} + f_{pt}$

L'équation (3) montre que le chômage d'équilibre dépend de l'écart entre le salaire réel de réservation augmenté des charges sociales totales ($s_t^R + cs_t + ce_t - p_{et}$) et la productivité du travail (π_t), ainsi que de divers facteurs conjoncturels et structurels des salaires et des prix fixés par les entreprises (dont le taux de marge brute des entreprises) non explicités par les équations (1) et (2) mais dont l'existence est indiquée par la variable f_t . Concernant le coefficient $\alpha_t = 1/(k_{st} + k_{pt})$, sa valeur est d'autant plus petite que la somme des sensibilités k_{st} et k_{pt} des salaires et des prix au sous-emploi est grande, ce qui signifie que α_t est d'autant plus petit que le chômage joue à une date donnée un rôle important en tant que variable d'ajustement entre les

²⁵ Un autre indicateur du coût horaire total du travail peut être calculé en rapportant la masse salariale totale incluant toutes les charges (employeurs et salariés) au nombre total d'heures travaillées par les salariés. Il est intéressant de noter que cet indicateur a donné des résultats voisins à ceux obtenus avec la variable CHT_t .

²⁶ Le concept de taux de chômage d'équilibre déduit du modèle WS-PS a été discuté dans la littérature. Notamment, en critique à l'article de Cotie et all. (1998), Lavoie (2000) suggère que, si l'équation WS est bien une équation de comportement, l'équation PS (2) traduirait en partie une identité comptable, car la relation $s_t - p_t = \pi_t + u_t + ct$, où p_t représente le niveau général des prix et t une variable non spécifiée caractérisée par un trend, peut se déduire de la comptabilité nationale (cf. équation (2) p.1480 de Lavoie). Cette dernière relation ne s'identifie pas avec l'équation de comportement PS (2) mais ces deux équations présentent une évidente analogie. Sans doute les équations WS et PS n'ont-elles tout leur sens que considérées d'une manière *simultanée*, puisqu'elles traduisent des négociations entre salariés et employeurs, conduisant à définir un taux de chômage d'équilibre.

salaires et les prix au cours des négociations.²⁷ Autrement dit, α_t est d'autant plus grand que l'emploi est rigide. À ce propos, les contrats de travail, et notamment leur durée, sont un facteur de rigidité de l'emploi pouvant fluctuer au cours du temps, ceci tant en raison de l'évolution de la nature des contrats que de l'évolution de l'importance relative des différents types de contrat; il en est de même des indemnités de licenciement.²⁸

Sous certaines hypothèses, l'équation (3) peut être modifiée afin de faire ressortir les aspects chronique, conjoncturel et structurel du chômage. Tout d'abord cette relation montre qu'il est nécessaire d'ajouter une hypothèse concernant la représentation de la valeur du salaire de réservation pour pouvoir estimer le niveau d'équilibre du taux de chômage. Dans une dynamique d'équilibre, même lorsque le marché n'est pas concurrentiel, tous les salaires y compris le salaire de réserve croissent au même taux, avec une dispersion relative constante. C'est pourquoi une solution simple consiste à relier le salaire de réservation au salaire net observé. Dans cette optique, nous admettrons l'hypothèse simple suivant laquelle il existe à chaque point d'équilibre un écart relatif fixe positif σ_o entre le salaire effectif net et le salaire de réservation, soit:

$$s_t^N - s_t^R = \sigma_o \quad \sigma_o \geq 0 \quad (4)$$

où s_t^N représente le salaire net observable. Cette relation implique bien sûr que σ_o caractérise également l'écart relatif entre les valeurs réelles de ces deux grandeurs.

Par ailleurs, puisque d'après (3) f_t traduit l'influence globale de facteurs conjoncturels et structurels sur le chômage d'équilibre autres que le coût réel du travail et la productivité, on supposera que ces facteurs peuvent être représentés d'une manière synthétique par la somme d'un élément conjoncturel proportionnel à la marge de production disponible (cf. la *loi d'Okun*) et d'une constante f_o traduisant l'influence des facteurs structurels, soit²⁹

$$f_t = b\Delta Q_t + f_o \quad b > 0 \quad f_o > 0 \quad (5)$$

En reportant (4) et (5) dans (3), on obtient la valeur du taux de chômage d'équilibre:

$$\bar{u}_t = \alpha_t [(s_t + cs_t + ce_t - p_{et}) - \pi_t + b\Delta Q_t + u_o] \quad (6)$$

avec $u_o = f_o - \sigma_o \quad u_o > 0$

²⁷ Alors que coefficient α_t traduit un ajustement entre les prix et les salaires par le chômage à l'intérieur de la période, le paramètre λ traduit un ajustement dynamique du chômage sur sa valeur d'équilibre entre deux périodes successives.

²⁸ Les évolutions des réglementations telles que l'indexation des salaires et les conventions collectives ainsi que de la pression syndicale peuvent également conditionner la rigidité de l'emploi dans les négociations.

²⁹ Notons ici que Layard-Nickell-Jackman (1991) introduisent également l'output gap dans l'équation WS (p.370, eq. (34)) ou PS (p.441, Table 15).

La grandeur $(s_t + cs_t + ce_t - p_{et}) - \pi_t$ correspond à l'excès du coût horaire réel total du travail par rapport à la productivité horaire du travail et représente donc la source du *chômage chronique*. La marge de production disponible ΔQ_t est supposée donner une représentation synthétique des *facteurs conjoncturels du chômage*³⁰, alors que la constante u_o traduit l'ensemble des facteurs structurels du taux de chômage. Soulignons ici que la relation (6) est similaire à la relation linéaire simple proposée par Allais (1980, 1981) pour expliquer le développement du chômage en France sur la période 1952-1978. En effet, considérant simultanément le rapport des salaires réels globaux à la productivité nette, l'écart à la tendance de la production (chômage conjoncturel) et une constante représentative du *chômage technologique*, Allais parvient à représenter l'évolution du taux de chômage et conclut qu'une partie importante de ce dernier est attribuable à des charges salariales excessives par rapport à une situation où il n'existait aucune rigidité structurelle.³¹ Moyennant l'hypothèse (5), la relation (6) ci-dessus établit ainsi un lien entre l'approche empirique d'Allais et le modèle WS-PS, ce dernier étant beaucoup plus étayé au niveau des bases théoriques. Cependant, comme nous le verrons ci-dessous, l'hypothèse retenue par Allais de constance de tous les coefficients n'est plus acceptable sur l'ensemble de la période 1952-2008. D'autre part, l'introduction de l'hypothèse d'hystérèse est apparue nécessaire pour représenter la dynamique du chômage (cf. notamment Layard-Nickell-Jackman (1991), p.431, eq. (16)). En effet, si le modèle WS-PS permet de définir un taux de chômage d'équilibre \bar{u}_t donné par (3), le taux de chômage observé ne s'ajuste cependant que progressivement à sa valeur d'équilibre, ceci en raison des coûts de collecte des informations concernant les emplois vacants, des coûts de mobilité et des coûts sociaux associés au chômage - dont notamment les allocations versées aux chômeurs - et en raison aussi de la durée du chômage qui influe sur la possibilité de retrouver un emploi. Cet effet d'hystérèse peut être simplement caractérisé par un processus adaptatif :

$$u_t = \lambda u_{t-1} + (1-\lambda)\bar{u}_t \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (7)$$

En fait, nous avons alternativement envisagé un modèle à correction d'erreur pour représenter ce processus; les résultats n'ayant pas été améliorés, le processus adaptatif, plus simple, a été retenu.³² En reportant (6) dans (7), et en ajoutant un bruit blanc ε_t^u de distribution $N(0, \sigma_{\varepsilon_t^u}^2)$, on obtient l'équation très simple suivante du taux de chômage *observé*³³ :

³⁰ Nous supposons ici que le coefficient b est constant, alors que les travaux empiriques sur la loi d'Okun suggèrent que le paramètre de cette loi n'est pas stable (Blanchard et Cohen (2006)). Cependant, puisque des variables explicatives du chômage autres que ΔQ_t figurent dans le système WS-PS, on pourrait y voir là une explication de la variabilité du coefficient de la loi d'Okun, cette dernière ne faisant intervenir que la relation entre le chômage et ΔQ_t en excluant toute autre variable. En tout état de cause, en raison d'un nombre insuffisant d'observations, on ne peut envisager ici de représenter une éventuelle variabilité du coefficient b par une nouvelle variable d'état.

³¹ Allais utilise le coût du travail dans les seules industries mécaniques et électriques et considère la productivité nette globale pour l'ensemble de l'économie; en outre, il passe sans explication du concept de productivité marginale à son indicateur empirique de productivité moyenne.

³² Notons que le modèle adaptatif est un cas particulier du modèle à correction d'erreur.

³³ Le passage de l'équation d'équilibre (6) à l'équation (8) est le résultat classique d'une « transformation de Koyck ». Les valeurs retardées des variables $spread_t$ et ΔQ_t se sont révélées non significatives.

$$u_t = \lambda u_{t-1} + (1 - \lambda) \alpha_t [\text{spread}_t + b \Delta Q_t + u_o] + \varepsilon_t^u \quad (8)$$

avec $\text{spread}_t = s_t + cs_t + ce_t - p_{et}$

Cette relation signifie que, sous la condition $0 < \lambda < 1$, le taux de chômage observé résulte des valeurs passées des variables exogènes déterminant le chômage d'équilibre \bar{u}_t (expression entre crochets), les pondérations de ces valeurs décroissant exponentiellement à taux constant au fur et à mesure que le passé s'éloigne : les influences sur le taux de chômage de l'excès du coût du travail, du niveau d'activité et des facteurs structurels ne s'exercent que progressivement et d'autant plus rapidement que λ est petit. Par ailleurs, comme indiqué ci-dessus, α_t peut être regardé comme un indicateur du degré de rigidité de l'emploi et peut évoluer au cours du temps en fonction de règles institutionnelles. Le caractère non directement quantifiable de ce phénomène nous conduit à représenter la dynamique du coefficient α_t par un processus AR(1) estimé suivant la méthode du filtre de Kalman, soit

$$\alpha_t = \alpha_{1t} + \alpha_o \quad (9a)$$

$$\alpha_{1t} = \gamma_0^u + \gamma_1^u \alpha_{1t-1} + \eta_t^u, \quad 0 \leq \gamma_1^u \leq 1 \quad (9b)$$

où η_t^u est un bruit blanc $N(0, \sigma_{\eta_t^u}^2)$ supposé indépendant des erreurs ε_t^u de l'équation (10).
 Suivant la méthode du filtre de Kalman, les équations (8) et (9) représentent respectivement l'équation de mesure et l'équation d'état du taux de chômage.

Suivant l'équation (8), le taux de chômage est donc supposé dépendre de l'excès du coût horaire total réel du travail par rapport à la productivité du travail (chômage *chronique*), de la marge de production disponible égale à l'écart entre la production potentielle et la production observée (chômage dit *conjuncturel*), et enfin de facteurs *structurels* regroupant les facteurs « frictionnels » et/ou « technologiques ». ³⁴

3.2 – Les facteurs chroniques, conjuncturels et structurels du chômage : examen théorique, mesures et évolutions historiques

3.21 – Les facteurs chroniques du chômage

D'après l'équation (6), la composante chronique du taux de chômage d'équilibre est mesurée par le produit $\alpha_t \text{spread}_t$. La variable spread_t indique que ce ne sont pas les seuls salaires réels qui interviennent dans la détermination du chômage d'équilibre mais les salaires réels augmentés de toutes les cotisations sociales, ce qui paraît intuitif dans la mesure où c'est le

³⁴ Dans son ouvrage de 1999, Allais décompose le chômage en cinq catégories : chômage chronique, chômage dû au libre échange mondialiste, chômage dû à l'immigration, chômage dû au progrès des technologies et enfin chômage de type conjuncturel. Avouons que l'approche empirique proposée dans cet ouvrage pour mesurer ces différentes catégories de chômage nous est apparue comme arbitraire et n'a pas emporté notre conviction.

coût total réel du travail qui intervient dans le comportement des entreprises, les salariés bénéficiant quant à eux de la protection sociale correspondant au versement des prélèvements sociaux. Ce point est d'autant plus important que le taux global de cotisation a beaucoup augmenté au cours de la période, puisqu'il était de l'ordre de 30% du salaire net en début de période pour se stabiliser à plus de 65% depuis la fin des années 90.³⁵ Lorsque l'excès du coût réel du travail par rapport à la productivité est nul, l'offre de travail des salariés égalise la demande de travail des entreprises et il n'y a donc pas de chômage chronique. Lorsque le coût réel du travail dépasse la productivité ($spread_t > 0$), cette situation génère un chômage involontaire, puisqu'il existe une offre de travail de la part des salariés qui reste insatisfaite. Lorsque le coût réel du travail est situé en dessous de la productivité, la demande de travail dépasse l'offre ($spread_t < 0$), cette situation traduit une « tension » sur le marché du travail. En fait, une valeur positive de la variable $spread_t$ peut être la conséquence d'un grand nombre de facteurs de rigidité³⁶ résultant soit de *salaires administrés* (conventions collectives), soit de *charges sociales excessives* en raison de la pression syndicale, soit de *comportements endogènes des employeurs et salariés* conduisant à une rigidité à la baisse des salaires. En effet, en introduisant l'hypothèse d'une information asymétrique, la « nouvelle économie du travail » propose des modèles montrant que le comportement d'agents rationnels peut provoquer des situations non-concurrentielles, en générant une rigidité des salaires réels et donc une valeur positive de $spread_t$, source d'un chômage chronique. Trois approches peuvent être mentionnées dans ce paradigme. En premier lieu, la *théorie du salaire d'efficience* (Shapiro et Stiglitz, 1984) : les employeurs ne pouvant connaître a priori l'effort que leurs salariés seront disposés à fournir vont leur verser des salaires plus élevés que la valeur d'équilibre donnée en concurrence parfaite par la productivité marginale du travail, ceci afin de les inciter à l'effort et à la fidélité. Tous les autres employeurs suivant la même stratégie, tous les salaires vont finalement être augmentés. Ce comportement aura pour conséquence de diminuer la demande de travail car ce dernier sera plus coûteux. Une seconde approche est donnée par le *modèle Insider-Outsider* (Lindbeck et Snower, 1989). Dans ce cadre, le comportement des *insiders* (i.e. les titulaires d'un emploi dans une entreprise) génère une rigidité des salaires et de l'emploi attribuable aux coûts de rotation de la main-d'œuvre (coûts de recrutement, de licenciement ou des litiges). Ainsi, plutôt que d'embaucher des *outsiders* prêts à accepter un salaire réel plus faible, les entreprises préfèrent garder les *insiders* et les rémunérer à un salaire réel plus élevé que celui du niveau concurrentiel. Une troisième approche endogène est donnée par la *théorie des contrats implicites* (Azariadis, 1975) reposant sur l'hypothèse que les salariés ont une aversion pour le risque et craignent une baisse de leur salaire. Dans le même temps, les entrepreneurs qui acceptent la prise de risque tout en souhaitant fidéliser leurs salariés, proposent à ces derniers un contrat d'assurance implicite en

³⁵ La France est un des pays de l'OCDE où les cotisations sociales sont les plus élevées (voir notamment Lannes et Paris, 2010). Les cotisations payées par les entreprises ont toujours été en France beaucoup plus importantes que celles payées par les salariés, mais cet écart a sensiblement diminué au cours de la période, principalement entre le milieu des années 1980 et le milieu des années 1990. Il convient toutefois de ne pas conclure sans réserve en faveur d'un allègement des charges sociales pour diminuer le chômage, car d'une part le lien entre ces dernières et le financement de la protection sociale n'est pas unique, et d'autre part cette dernière conditionne aussi la qualité de la main-d'œuvre et donc la productivité.

³⁶ Pour une approche empirique des rigidités de salaires dans les pays de l'OCDE, le lecteur pourra se reporter utilement à Bonnet (1997).

leur offrant un salaire déconnecté des fluctuations de l'activité. Si en période de forte croissance, les salaires n'augmenteront pas ou peu, en revanche, en période de récession, les salaires ne baisseront pas : ce phénomène a pu jouer à partir du milieu des années 1970 lorsque la croissance de l'économie s'est sensiblement ralentie alors que la hausse des salaires s'est maintenue.

Venons-en à présent aux problèmes de mesure. Tout d'abord, il convient de relever que l'estimation de $spread_t$ dépend du choix de l'indice de prix retenu pour déflater le coût horaire total du travail ; dans ce qui suit, la variable p_{et} traduisant les prix fixés par les entreprises sera représentée par l'indice des prix de gros (aussi utilisé et défendu par Rueff (1925) dans son célèbre article). En second lieu, l'indice de productivité nécessite des commentaires. En effet, dans le calcul de $spread_t$, le coût horaire réel total du travail est rapporté à la productivité non pas des seuls salariés, mais à la productivité horaire moyenne du travail effectué dans l'ensemble de l'économie. Cette approche semble justifiée dans la mesure où à tout instant une entreprise compare le coût d'un salarié supplémentaire à la productivité de ce dernier, lequel exercera au sein de la structure productive et capitalistique de l'unité de production considérée dans son l'ensemble. Par contre, cet indice de productivité ne porte pas uniquement sur les seuls secteurs privé et semi-public concernés par le coût du travail, puisqu'il est fondé sur le PIB (incluant ainsi le secteur public) ; cette différence de champs peut conduire à sous-estimer la productivité et donc à surestimer la variable $spread_t$. En outre, les indices de coût réel du travail et de productivité étant en base 1950=1, cela impose une valeur nulle de l'écart relatif entre ces deux variables en 1950, ce qui est tout à fait arbitraire. Enfin, il importe de noter ici que, d'après la théorie, le coût réel horaire du travail doit en principe être comparé à la productivité *marginale* du travail. En fait, sous certaines conditions, on peut montrer que la productivité marginale du travail est proportionnelle à la productivité horaire *moyenne* du travail Π_t que nous avons retenue³⁷, de sorte que, moyennant une constante de calage, le logarithme de la première se déduit de la seconde.³⁸ Pour ces trois raisons (champs couverts par le coût du travail et la productivité ; arbitraire d'une égalité entre coût réel du travail et productivité en 1950 ;

³⁷ La productivité moyenne du travail est encore dénommée « *productivité apparente de travail* » ou « *productivité brute du travail* ». Cette dernière se distingue de la « *productivité nette du travail* » (encore appelée « *productivité globale des facteurs* »), grandeur dans laquelle non seulement les services du travail mais encore ceux des équipements et des facteurs importés sont déduits des quantités produites au prorata des prix des facteurs. Sur ces définitions, voir notamment Allais (1974), note (17), pp.112-13.

³⁸ Soit la fonction de production Cobb-Douglas $Q_t = A_t F(K_t, L_t) = A_t K_t^b L_t^a$, où Q_t, K_t, L_t, b et a représentent respectivement la production annuelle en volume, le capital, l'emploi (nombres d'heures travaillées au cours de l'année), l'élasticité de la production par rapport au capital et l'élasticité de la production par rapport à l'emploi (A_t représente l'état des techniques de production à l'instant t). La productivité marginale du travail a pour expression : $F'_{L,t} = \frac{dQ_t}{dL_t} = A_t K_t^b a L_t^{a-1} = \frac{A_t K_t^b a L_t^a}{L_t} = a \frac{Q_t}{L_t} = a \Pi_t$. Par conséquent, la productivité *marginale* du travail $F'_{L,t}$ est proportionnelle à la productivité *moyenne* du travail Π_t . On a donc $\log \frac{CHRT_t}{\Pi_t} = \log \frac{CHRT_t}{F'_{L,t}} + \log a$, de sorte que la grandeur $\log \frac{CHRT_t}{\Pi_t} - \log a$ représente en théorie l'écart relatif entre le coût horaire réel total du travail et la productivité marginale du travail.

différence entre la productivité marginale et la productivité moyenne), nous avons effectué une correction de calage θ (en logarithme) sur la productivité moyenne en supposant une absence de chômage chronique jusqu'aux années 1975-76, en espérant obtenir ainsi un *proxy* de la productivité marginale qui soit en rapport avec le coût du travail.³⁹ La **figure 1** donne ainsi les évolutions comparées entre le coût horaire réel total du travail (salaire et charges sociales/ prix de gros) et la productivité marginale du travail approximée par la grandeur $\exp^{\theta} \Pi_t$ avec $\theta=0.175$ où Π_t est la productivité horaire moyenne du travail. Au cours de la période ayant suivi le choc pétrolier de 1973, on constate un écart positif grandissant entre le coût réel du travail et la productivité horaire du travail d'autre part⁴⁰, l'écart se stabilisant à partir du début des années 2000. La **figure 2** représente sur l'ensemble de la période le taux de chômage u_t et l'excès du coût réel du travail par rapport à la productivité marginale ($spread_t = 100 \log \frac{CHRT_t}{\Pi_t} - 17.5\%$, avec $CHRT_t = CHT_t / PG_t$). On constate que la variable $spread_t$ est négative jusqu'en 1975, avant d'entamer une tendance haussière qui ne se retournera qu'après avoir atteint un maximum d'environ 30 % en 2003. Ces évolutions s'accordent avec le constat souvent fait dans la littérature économique sur le sujet, suivant lequel ce type de chômage ne s'est développé en France que depuis la fin des années 1970, jusqu'au début des années 2000.⁴¹

[insérer figure 1]

[insérer figure 2]

3.22 – Les facteurs conjoncturels du chômage

Suivant l'équation (6), il existe une composante conjoncturelle du chômage d'équilibre liée au niveau d'activité et représentée par la grandeur $\hat{\alpha}_t \hat{b} \Delta Q_t$. Ce type de chômage est le résultat d'un niveau de production trop faible pour assurer le plein emploi des facteurs, l'origine pouvant être soit une insuffisance de la demande sur le marché des biens, soit l'existence de rigidités impliquant des délais d'adaptation de l'offre. Dans le même esprit que la « loi d'Okun »⁴², le chômage conjoncturel est relié positivement à la marge de production disponible ΔQ_t , cette dernière étant estimée par l'écart relatif entre la production potentielle et la production observée, la première étant représentée par la valeur lissée (trend) issue du filtre HP

³⁹ On a $\theta = \phi - \ln a$, où a est l'élasticité de la production par rapport au niveau de l'emploi (voir note précédente), le paramètre ϕ capturant à la fois l'arbitraire d'une valeur nulle de $\log \frac{CHRT_t}{\Pi_t}$ en 1950 (i.e. les indices $CHRT_t$ et Π_t sont en base 1950=1) et le fait que Π_t inclut le secteur public alors que $CHRT_t$ ne considère que les secteurs privé et semi-public. La constante θ a été fixée de manière à ce que la valeur de $\log \frac{CHRT_t}{\Pi_t} + \theta$ soit nulle au cours des deux années 1975-76, pendant lesquelles le taux de chômage atteint la valeur moyenne de 4.3%, valeur que l'on considère généralement comme proche du « taux naturel de plein emploi », lequel ne contient en principe pas de chômage chronique. On trouve $\theta = -17.5\%$.

⁴⁰ Sur ce point, voir notamment Baron et al. (2003).

⁴¹ Voir notamment Laroque et Salanié (2002) ainsi que Lannes et Pâris (2010).

⁴² Okun (1962). Pour une analyse récente voir Blanchard et Cohen (2006).

(Hodrick-Prescott) à laquelle une constante de 4.46% est ajoutée, cette valeur correspondant au minimum de l'écart par rapport au trend observé en 1973 (valeur négative) ; cette adjonction assure la condition de positivité de la marge de production disponible sur l'ensemble de la période. Comme nous le verrons ci-après, ΔQ_t n'est pas considérée comme une variable explicative à proprement parler du chômage, mais comme *une grandeur synthétique représentant les effets conjoncturels d'une multitude de facteurs agissant sur le chômage*, tels le taux de marge des entreprises, la compétitivité internationale, le coût du capital, les variations de la masse monétaire, etc.⁴³ La **figure 3** confirme sur l'ensemble de la période d'analyse que les écarts à la tendance du taux de chômage et ceux (changés de signe) du PIB réel sont effectivement interdépendants (les tendances ont été estimées avec un filtre HP).

[insérer figure 3]

Il est possible d'examiner le bien fondé de l'hypothèse (5) en nous interrogeant sur la question de savoir si la variable ΔQ_t figurant dans le chômage d'équilibre (6) capture des facteurs conjoncturels contenus dans f_t bien que non explicités dans les équations WS-PS. Pour répondre à cette question, on peut rechercher les facteurs X_{it} de ΔQ_t , ce qui revient indirectement à identifier les *facteurs conjoncturels* X_{it} du taux de chômage. Dans cette perspective, une brève analyse a montré que la marge de production disponible peut être assez bien expliquée par des variables représentant la marge bénéficiaire des entreprises (seul facteur explicite de f_t), le degré de compétitivité internationale, le taux d'intérêt réel, la croissance monétaire et l'inflation.⁴⁴ Les indicateurs X_{it} suivants ont été retenus, lesquels ne sont bien sûr nullement limitatifs⁴⁵ :

txm_t : taux de marge bénéficiaire brut des sociétés non financières, en % (série 16)

$txcouv_t$: indicateur de compétitivité internationale (taux de couverture des importations par les exportations, ensemble des biens et services (rapport entre la valeur des exportations et celle des importations), en % (série 17)

r_t : taux d'intérêt réel (% an) ; $r_t = j_t - \dot{p}_t^e$ où j_t est le rendement des obligations des sociétés (série 14) et \dot{p}_t^e le taux d'inflation anticipé⁴⁶

⁴³ Voir ci-après, équation (8).

⁴⁴ Les facteurs X_{it} se distinguent de ceux explicités dans les équations WS et PS, c'est-à-dire des niveaux des prix et des salaires, de la productivité et du chômage (notons ici que le *taux d'inflation* doit être distingué du *niveau des prix* considéré dans ces équations). Il en résulte que les cinq facteurs considérés peuvent *a priori* appartenir à l'ensemble des variables représentées par f_t tout en étant des facteurs conjoncturels de la production.

⁴⁵ Notons que ni le taux d'intérêt monétaire, ni le taux de syndicalisation des salariés et ni le nombre de jours de grèves ne sont apparus comme des facteurs significatifs.

⁴⁶ Le taux d'inflation anticipé \tilde{p}_t est représenté par un processus adaptatif dont le coefficient d'anticipation estimé est celui qui maximise le R^2 de la régression du taux d'intérêt nominal sur l'inflation anticipée ainsi estimée. On obtient : $j_t = \underset{(14.76)}{1.05} \tilde{p}_t + \underset{(5.71)}{2.26}$, $\bar{R}^2 = 0.789$ avec $\tilde{p}_{et} = 0.83\tilde{p}_{et-1} + 0.17\dot{p}_{et}$ ($\tilde{p}_0 = 5\%$ en 1950), et $\dot{p}_{et} = 100 \log(PC_t / PC_{t-1})$.

μ_t : taux de croissance conjoncturel de la masse monétaire $\mu_t = \dot{m}_t - \bar{m}$, avec \dot{m}_t = taux de variation de la masse monétaire M1 (série 18), en % an ; \bar{m} : valeur moyenne de \dot{m}_t
 \dot{p}_{et} : taux d'inflation (prix de gros PG_t , série 8)

Les variables X_{it} pouvant n'agir sur la production que progressivement, nous avons introduit la valeur retardée de ΔQ_t dans la régression, soit :

$$\Delta Q_t = \lambda_q \Delta Q_{t-1} + (1 - \lambda_q) \sum_{i=1}^n \varphi_i X_{it} + (1 - \lambda_q) \varphi_0 + \varepsilon_t^q \quad 0 \leq \lambda_q \leq 1 \quad (10)$$

$$\Delta Q_t = 100 \ln(Q_t^P / Q_t) \quad , \quad \Delta Q_t \geq 0 \quad \forall t \quad ; \quad \ln Q_t^P = \ln \bar{Q}_t + 0.046$$

$\ln \bar{Q}_t$: filtre *HP* appliqué sur $\ln Q_t$ ($\lambda = 100$)

En utilisant la méthode de *Newey-West* qui est robuste aux éventuels biais d'estimation pouvant résulter de l'autocorrélation ou de l'hétéroscédasticité des erreurs⁴⁷, et en retenant les retards optimaux sur les variables exogènes, les résultats obtenus sont les suivants :

$$\begin{aligned} \Delta Q_t = & \underset{(5.16)}{0.616} \Delta Q_{t-1} - \underset{(-5.31)}{0.784} r_t - \underset{(-3.87)}{0.291} txm_t - \underset{(-2.15)}{0.062} txcouv_{t-1} - \underset{(3.77)}{0.103} \mu_{t-1} - \underset{(3.88)}{0.127} \mu_{t-2} \\ & - \underset{(-2.46)}{0.206} \dot{p}_{et} + \underset{(2.87)}{0.013} \dot{p}_{et}^2 + \underset{(5.85)}{20.76} + \varepsilon_t^q \quad \bar{R}^2 = 0.744 \end{aligned} \quad (11)$$

Breusch-Godfrey serial correlation LM test : F statistic *p-value* (4 retards) = 0.08

ARCH test : F statistic *p-value* (1 retard) = 0.64

L'interprétation des coefficients estimés semble assez intuitive. En effet, le coefficient négatif estimé de la marge bénéficiaire (indicateur d'incitation à la production) des sociétés semble naturel : plus cette marge est importante, plus les entreprises sont incitées à élever le niveau de leur production, et il en est de même pour le taux de couverture (indicateur de compétitivité). Les variations de la quantité de monnaie apparaissent aussi comme un facteur conjoncturel du niveau de la production : plus les taux de croissance passés de la masse monétaire sont élevés, plus la marge de production disponible est faible. Le coefficient négatif trouvé pour le taux d'intérêt réel suggère que l'effet de cette variable en tant qu'indicateur de la productivité du capital domine son effet attendu en tant qu'indicateur du coût du capital : toute chose égale d'ailleurs, le niveau de production est d'autant plus élevé que la productivité marginale du capital est forte. Concernant le signe négatif du coefficient du taux d'inflation et le signe positif du coefficient de son carré, on peut en déduire qu'ils vérifient l'hypothèse d'un taux d'inflation optimal de 7.93% par an (i.e. minimisant la marge de production disponible toutes choses égales d'ailleurs), sachant que, compte-tenu des intervalles de confiance, un taux de 4-5% reste tout à fait admissible : ces valeurs d'un taux d'inflation optimal semblent assez crédibles. Par ailleurs, afin de tester la robustesse au cours du temps des signes des coefficients (y compris celui de l'endogène retardée), dont certains pouvaient a priori prendre des valeurs positives ou négatives, nous avons représenté la dynamique de chaque coefficient à l'aide d'une variable

⁴⁷ Comme indiqué par (10), les coefficients estimés de (11) correspondent aux produits $(1 - \lambda_q) \varphi_i$, dont les signes sont donnés par les φ_i .

d'état estimée suivant le filtre de Kalman, les autres coefficients étant supposés constants. Les résultats ont montré d'une manière nette que tous les coefficients gardent sur l'ensemble de la période des valeurs du même signe que les valeurs fixes de l'équation (11) et sont en outre toujours compris dans le chenal de confiance estimé au seuil de 5%, ce qui suggère qu'on peut, en première approximation, admettre leur stabilité. Enfin, les tests de diagnostic concernant l'autocorrélation (*LM test*) et l'hétéroscédasticité (*ARCH*) des résidus permettent de conclure à l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité (les *p-values* dépassent le seuil de 5%). La **figure 4** montre que valeurs calculées de la marge de production disponible d'après (11) représentent assez bien les principales fluctuations des valeurs observées.

[insérer figure 4]

3.23 – Les facteurs structurels du chômage

Suivant l'équation (6), il existe - sous la condition que les valeurs de α_t et u_0 soient positives - une composante *structurelle* du taux de chômage d'équilibre représentée par le produit $\alpha_t u_0$, dans lequel la variable d'état stochastique α_t (représentée par les équations (9)) s'interprète comme un indicateur de rigidité de l'emploi. Cette composante structurelle peut être rapprochée du concept de « taux de chômage naturel », ce dernier étant généralement évalué entre 3% et 6%. En effet, le taux de chômage *structurel* est supposé regrouper (i) un chômage « frictionnel » attribuable au temps de battement nécessaire entre le début de la recherche de l'emploi et l'accession à un nouvel emploi⁴⁸, (ii) un chômage « technologique » dû au fait que le progrès technique réalisé dans une branche d'activité peut détruire plus d'emplois dans cette dernière qu'en créer dans les autres branches, ce phénomène allongeant en outre le temps nécessaire à la mobilité de la main d'œuvre entre les branches en raison de l'inadaptation des offres aux demandes d'emplois, enfin, (iii) un chômage « volontaire » correspondant à des demandeurs d'emplois potentiels mais ne désirant pas travailler au niveau de salaire réel en vigueur, ce type de chômage étant en principe favorisé par un système généreux d'allocations aux chômeurs.

4 - Représentation du taux de salaire

4.1 – Les équations WS-PS, la recherche d'un compromis de négociation et la représentation du salaire de réservation

Nous souhaitons retenir une équation du taux salaire qui reste en accord avec le modèle WS-PS. Une première optique serait de déduire la valeur du taux de salaire correspondant au chômage d'équilibre \bar{u}_t donné par l'équation (6). Il n'y aurait alors pas d'équation de salaire à estimer, puisqu'elle serait implicite dans l'équation du taux de chômage d'équilibre, l'enjeu étant alors de savoir si le salaire observé s'ajuste sur cette valeur du salaire à l'équilibre. L'inconvénient de cette optique est d'évacuer *de facto* le taux de chômage *observé* des facteurs

⁴⁸ Le chômage frictionnel renvoie aux modèles de « *Job Search* » (Stigler 1962) ou aux modèles de « *Matching* » (modèles d'appariement, Pissarides 1990).

du salaire, puisque le rôle de variable d'ajustement qu'il joue à tout moment disparaît à l'équilibre. Cette approche gomme donc l'analyse du *processus* qui est à la base même du modèle WS-PS : le mécanisme d'ajustement des prix et des salaires par le chômage traduisant les *comportements des acteurs* au cours des négociations entre employeurs et salariés. C'est pourquoi, dans le but de vérifier empiriquement dans quelle mesure le taux de chômage observé intervient effectivement comme argument dans les comportements conduisant à la détermination du taux de salaire, on supposera que le salaire brut issu de la négociation est donné à chaque date par une moyenne pondérée des valeurs désirées par les deux parties, soit :

$$s_t = \kappa(WS) + (1 - \kappa)(PS) \quad 0 \leq \kappa \leq 1 \quad (12)$$

avec

$$(WS) \quad s_t = p_{st} + [s_t^R - p_{st}] + cs_t - k_{st} u_t + f_{st} \quad (13)$$

$$(PS) \quad s_t = p_{et} - ce_t + \pi_t + k_{pt} u_t - f_{pt} \quad (14)$$

où le paramètre κ caractérise la force relative des salariés par rapport aux employeurs au cours des négociations: κ sera d'autant plus grand que les salariés sont en position de force. Comme nous le verrons dans la présentation des résultats, lorsqu'elle est associée à l'équation du chômage (8), l'équation du taux de salaire déduite de (12) présente également l'avantage de permettre une identification des sensibilités k_{st} et k_{pt} des salariés (WS) et des patrons (PS) au taux de chômage. Cependant une difficulté récurrente tient à la représentation empirique du salaire de réserve puisque la valeur de ce dernier est inconnue. Rappelons que, lors de la détermination du taux de chômage d'équilibre (équation (3)), le salaire de réserve a été supposé inférieur et proportionnel au salaire net observé (cf. relation (4)). En fait, cette hypothèse n'est fondée qu'à l'équilibre *ex-post*, c'est-à-dire lorsque le chômage a joué son rôle d'ajustement entre le salaire réel désiré par les salariés et celui désiré par les employeurs, donc au point théorique où il y a égalité entre le salaire réel désiré par les deux parties. Or, l'équation (12) du taux de salaire ne s'inscrit pas dans une relation d'équilibre puisque la moyenne pondérée considérée traduit non pas un équilibre mais un *compromis de négociation* sur la fixation du taux de salaire, d'après lequel les deux parties n'ont a priori pas les mêmes valeurs désirées du salaire réel. L'hypothèse de la relation (4) retenue pour la détermination du chômage d'équilibre pourrait néanmoins être envisagée ici comme *pis-aller*. Cependant, on peut montrer que ce choix aurait le double inconvénient de laisser indéterminée la valeur du paramètre κ mesurant les forces relatives de négociation et d'évacuer les prix à la consommation de la détermination du taux de salaire, ce qui n'est pas très intuitif.⁴⁹

Pour toutes ces raisons, nous avons suivi deux autres pistes. La première consiste à relier le salaire réel de réserve au Smic réel horaire net assorti des coefficients de proportionnalité et d'élasticité appropriés. Le fondement de cette hypothèse empirico-institutionnelle se réfère à la contribution de Rioux (2001) qui utilise deux enquêtes de l'Insee menée dans les années 1990 et

⁴⁹ L'équation du taux de salaire brut à laquelle nous aboutissons avec (12), (13) et (14) en retenant l'hypothèse (4) est la suivante : $s_t = p_{et} + \pi_t - ce_t + \omega_t u_t + \frac{\kappa}{1 - \kappa} f_{st} - f_{pt} + \frac{\kappa}{1 - \kappa} \sigma_o$. La grandeur $\omega_t = (k_{pt} - \frac{\kappa}{1 - \kappa} k_{st})$ étant estimée globalement par une variable d'état stochastique, on voit que la valeur du paramètre κ resterait alors indéterminée.

interrogeant les chômeurs sur le salaire horaire minimal exigé pour accepter un emploi. L'auteur déduit de ces enquêtes que les deux tiers des chômeurs qui sont au RMI demandent *au plus* le Smic pour accepter de travailler alors que les deux tiers des chômeurs restants demandent *au moins* le Smic. Malheureusement, le Smic horaire réel net en tant que proxy du salaire réel de réserve n'a pas permis de valider l'équation du taux de salaire déduite de (12), ceci même en ajoutant l'influence possible de l'écart salarial inter-décile D9/D1 pour représenter le salaire de réserve de l'ensemble des salariés (pour un cadre supérieur, le Smic ne représente évidemment pas un salaire de réservation). C'est pourquoi nous nous sommes tournés vers une autre hypothèse : la productivité horaire du travail étant supposée connue tant des employeurs que des salariés (ou de leurs représentants), cette grandeur peut jouer un rôle de référence pour indexer la valeur implicite du salaire réel moyen de réserve au cours de la négociation. Même si ce choix reste arbitraire, il est néanmoins lié à la signification théorique du concept salaire de réserve qui traduit un « équivalent - revenu » dépendant à la fois de la désutilité du travail et de la valeur monétaire du travail domestique et des allocations chômage (d'Autume, 2001): un individu sans emploi n'acceptera de travailler que s'il touche un salaire au moins égal à cet « équivalent - revenu ». Or, le fonctionnement d'un marché du travail concurrentiel implique que la désutilité du travail s'égalise à la productivité du travail. Certes, le marché français du travail est éloigné d'un marché concurrentiel, mais ce résultat peut suggérer une relation de proportionnalité / élasticité entre ces deux grandeurs. De même, la valeur monétaire du travail domestique peut être mesurée par le salaire des professions d'aide à domicile tandis que les allocations chômage représentent une part substantielle des salaires versés pendant la période d'activité : comme tous les autres salaires, on peut donc penser que ces revenus entretiennent également un lien avec la productivité horaire moyenne du travail π_t .⁵⁰ Nous avons ainsi retenu la relation suivante :

$$[s_t^R - p_{st}] = \delta \pi_t + s_o \quad \delta > 0 \quad (15)$$

Il importe d'ajouter ici que le système WS-PS n'est compatible avec l'existence d'un équilibre de long terme que si la productivité du travail est introduite en tant que cible pour le salaire réel (Layard, Nickel et Jackman (1991) ; Le Bihan et Sterdyniak (1998)). Or, l'hypothèse traduite par l'équation (15) permet précisément d'étayer la liaison entre le salaire réel à la productivité au sein de l'équation du taux de salaire (16) ci-dessous qui est déduite de l'équation (12).⁵¹

4.2 – L'équation retenue du taux de salaire déduite du cadre WS - PS

En reportant l'équation (15) dans (13) puis les équations (13) et (14) dans (15), on obtient la valeur du salaire horaire brut, soit :

⁵⁰ À titre indicatif, nous avons pu vérifier que la tendance du salaire horaire net déflaté par les prix de détail suivait *très approximativement* celle de productivité du travail avec une élasticité de l'ordre de 0.8. Par conséquent, si l'évolution générale du salaire réel moyen net est un proxy de celle du salaire moyen de réservation, on peut alors considérer qu'il en est approximativement de même de la productivité. Autrement dit, les hypothèses (4) et (15) sont liées sur le plan empirique.

⁵¹ En fait, de nombreuses études économétriques ont confirmé que le salaire réel moyen d'un pays est d'autant plus élevé que la productivité du travail est élevée : en moyenne dans l'industrie, les différences entre les productivités expliqueraient entre 70% et 80% des écarts entre les salaires réels (voir notamment Irwin (2005), Figure 6.1 et Table 2.6).

$$s_t = \kappa p_{st} + (1-\kappa)p_{et} + (\kappa\delta\pi_t + (1-\kappa))\pi_t + \kappa cs_t - (1-\kappa)ce_t + \omega_t u_t + \kappa f_{st} - (1-\kappa)f_{pt} + \kappa s_o \quad (16)$$

$$\text{avec } \omega_t = [(1-\kappa)k_{pt} - \kappa k_{st}]$$

La relation (16) fait clairement apparaître que l'influence du taux de chômage sur les salaires sera *négative* ($\omega_t < 0$) si le poids attribué au chômage dans le comportement « *wage setting* » des salariés est plus grand que le poids attribué à cette variable dans le comportement « *price setting* » des employeurs (i.e. si $(1-\kappa)k_{pt} < \kappa k_{st}$), et au contraire *positive* lorsque $\omega_t > 0$ (i.e. si $(1-\kappa)k_{pt} > \kappa k_{st}$). Le taux de salaire nominal s_t dépend ainsi positivement du niveau des prix à la consommation p_{st} et des prix de gros p_{et} , de la productivité du travail π_t , du taux de chômage (avec un signe pouvant varier), et éventuellement d'autres variables conjoncturelles ou structurelles regroupées dans les facteurs f_{st} et f_{pt} . Puisque ces deux dernières catégories de facteurs dépendent des facteurs X_{it} considérés ci-dessus, on peut écrire

$$\kappa f_{st} - (1-\kappa)f_{pt} = \sum_i \nu_i X_i + y_o \quad (17)$$

où les paramètres ν_i peuvent prendre des valeurs positives, négatives ou nulles lorsque les effets sur f_{st} et f_{pt} se compensent. Le coefficient variable ω_t n'étant pas directement mesurable, il sera représenté par un processus AR(1) caractérisé par une variable d'état stochastique estimée suivant la méthode du filtre de Kalman. En reportant (17) dans (16), on obtient ainsi la représentation espace-état suivante du taux de salaire brut nominal :

$$s_t = d(\kappa p_{st} + (1-\kappa)p_{et}) + (\kappa\delta\pi_t + (1-\kappa))\pi_t + \kappa cs_t - (1-\kappa)ce_t + \omega_t u_t + \sum_i \nu_i X_{it} + c_o + \varepsilon_t^s \quad (18)$$

$$d > 0, \quad \delta > 0, \quad 0 \leq \kappa \leq 1, \quad c_o = \kappa s_o + y_o$$

$$\omega_t = \omega_{1t} + \omega_o \quad (19a)$$

$$\omega_{1t} = \gamma_0^s + \gamma_1^s \omega_{1t-1} + \eta_t^s \quad 0 \leq \gamma_1^s \leq 1 \quad (19b)$$

où ε_t^s et η_t^s sont des bruits blancs $N(0, \sigma_{\varepsilon_t^s}^2)$ et $N(0, \sigma_{\eta_t^s}^2)$ indépendants entre eux. Les équations (18) et (19) représentent respectivement l'équation de mesure et l'équation d'état du taux de salaire. La valeur du coefficient d a été laissée libre, car tout écart significatif par rapport à l'unité de ce paramètre indique une déviation par rapport à l'hypothèse d'absence d'illusion monétaire. À titre d'illustration de la relation entre salaire, prix et productivité, la **figure 5** montre, en considérant les taux de croissance, que le salaire horaire brut réel déflaté par l'indice des prix de détail est lié à celui de la productivité horaire du travail : on constate notamment une diminution tendancielle d'une ampleur voisine pour les deux variables au cours de la période. Ce constat montre que l'écart observé entre l'évolution du coût réel du travail et celle de la productivité (figure 1) résulte d'une part de l'augmentation des cotisations sociales payées par les employeurs et d'autre part de l'évolution plus rapide des prix de détail par rapport aux prix de gros.

[insérer figure 5]

De même que pour le taux de chômage, il était a priori possible que le taux de salaire ne s'ajuste que progressivement sur les facteurs explicatifs indiqués dans l'équation (18). Cependant, l'introduction de la valeur retardée du salaire à droite de cette équation s'est révélée peu concluante puisque les critères d'information augmentent lorsque l'endogène retardée est introduite, ce qui peut se comprendre par le fait que le salaire peut être vu ici directement comme un résultat de négociation. Les valeurs retardées des variables exogènes y compris le taux de chômage se sont également révélées non significatives. Notons enfin que, tout comme pour les facteurs de ΔQ_t , le taux de syndicalisation des salariés et le nombre de jours de grève ne sont pas apparus comme des facteurs significatifs parmi les variables X_{it} . Ceci suggère - au niveau macroéconomique tout au moins - que la fixation des salaires n'est pas en relation directe avec la pression exercée par les grèves ou le nombre des syndiqués, ce qui n'exclut naturellement pas d'autres modalités indirectes de transmission. Pour le syndicalisme et la grève, l'impact dans quelques grandes entreprises et dans un délai généralement inférieur à une année, est certainement mal pris en compte par des données à la fois nationales et annuelles.⁵²

5 - Le modèle chômage-salaire : résultats empiriques

Les variables utilisées pour estimer les équations du taux de chômage et du taux de salaire sont les suivantes :

Equations du taux de chômage :

u_t : taux de chômage à l'instant t en % (série 11/série 12)

CHT_t : coût horaire total du travail (série 6/série 15)

ΔQ_t : écart relatif (%) entre la production potentielle et la production observée Q_t (PIB réel = série 1/ série 10)

$spread_t = s_t + cs_t + ce_t - \pi_t = 100 \cdot \log \frac{CHRT_t}{\Pi_t} - 17.5\%$: écart relatif entre le coût horaire réel total

du travail et la productivité horaire du travail, avec $CHRT_t = CHT_t / PG_t$, avec

Π_t : productivité horaire du travail, base 1950=1 (série 11)

PG_t : indice général des prix de gros, base 1950=1 (série 8)

Equations du taux de salaire:

s_t : log du salaire moyen horaire brut, base 1950=1 (série 2)

cs_t : taux des cotisations payées par les salariés par rapport au salaire net, valeurs décimales (série 3/série2)

⁵² Concernant les grèves, on peut mentionner le travail de Borrel (1996) dans lequel l'auteur distingue trois types de conflits sociaux : les conflits localisés à but économique, les vagues de grèves ou les conflits généralisés à but plus sociologique, et enfin les journées nationales d'action, à objectif nettement politique. À l'aide d'un modèle économétrique à 11 équations en données annuelles, l'auteur parvient à la conclusion que les conflits localisés interviennent dans la détermination du salaire réel ouvrier en exerçant davantage de pression sur le patronat en vue de hausses de salaires. Quant aux conflits généralisés, leurs déclenchements seraient favorisés par un ralentissement des salaires des ouvriers et employés et par une augmentation de l'écart avec les salaires des cadres. Ces conclusions sont néanmoins conditionnées par l'incertitude de la distinction entre conflits localisés et conflits généralisés et de l'évaluation de données comme le « *niveau de coordination des stratégies de la gauche politique et syndicale* ».

ce_t : taux des cotisations payées par les entreprises par rapport au salaire brut, valeurs décimales (série 4/série2)

p_{st} : log de l'indice général des prix à la consommation PC_t , base 1950=1 (série 7)

π_t : log de la productivité horaire du travail Π_t , base 1950=1 (série 8)

u_t : taux de chômage à l'instant t , valeur décimale (série 11/série 12)

txm_t : taux de marge bénéficiaire des sociétés non financières, en valeur décimale (série 16)

Le système suivant - composé de deux équations de mesure et de deux équations d'état - a été estimé suivant la méthode du filtre de Kalman (Harvey (1992), Hamilton (1994))⁵³, cette dernière reposant sur le critère de maximum de vraisemblance:

Tableau 1 - Représentation du taux de chômage et du taux de salaire suivant une spécification espace-état

Equations de mesure	
- taux de chômage :	
$u_t = \lambda u_{t-1} + (1 - \lambda) \alpha_t [spread_t + b \Delta Q_t + u_o] + \varepsilon_t^u$	(8)
- taux de salaire:	
$s_t = d(\kappa p_{st} + (1 - \kappa) p_{et}) + (\kappa \delta \pi_t + (1 - \kappa)) \pi_t + \kappa cs_t - (1 - \kappa) ce_t + \omega_t u_t + \sum_{ewi} \nu_i X_{it} + c_o + \varepsilon_t^s$	(18)
Equations d'état	
- taux de chômage :	
$\alpha_t = \alpha_{1t} + \alpha_o$	(9a)
$\alpha_t = \gamma_0^u + \gamma_1^u \alpha_{t-1} + \eta_t^u$	(9b)
- taux de salaire:	
$\omega_t = \omega_{1t} + \omega_o$	(19a)
$\omega_{1t} = \gamma_0^s + \gamma_1^s \omega_{1t-1} + \eta_t^s$	(19b)

Concernant les équations d'état (9) et (19), nous avons tenté d'ajouter des retards dans les parties de droite ainsi que différentes variables macroéconomiques observables (taux de croissance, inflation, taux d'intérêt, etc); cependant, aucune de ces variables ne s'est révélée significative.⁵⁴ Quant aux valeurs initiales des coefficients α_t et ω_t , elles ont été déterminées par

⁵³ Les estimations ont été réalisées avec le logiciel Eviews7. Dans ce travail, nous nous intéressons à une interprétation structurelle (et non prédictive) du modèle. Pour cette raison, les valeurs des variables d'état α_t et ω_t - et donc les valeurs calculées d'après les équations de mesure ainsi que les résidus associés à ces équations - sont à chaque date celles obtenues suivant la représentation *smoothed inference* (Harvey (1992) ; Hamilton (1994)) et non en suivant la représentation en mode prévisionnel « *one-step-ahead predicted states* ». Les valeurs estimées des hyperparamètres du modèle sont naturellement indépendantes du choix de la représentation adoptée et ne dépendent que de la procédure du filtre.

⁵⁴ Précisons ici que la méthode du filtre de Kalman ne nécessite pas des tests préalables de stationnarité ou cointégration sur les variables observées.

balayage de manière à minimiser les critères d'information (Akaike, Schwarz et Hannan & Quinn).

Il importe de relever ici que le filtre de Kalman constitue une sorte de « boîte noire », puisque les facteurs économiques sous-jacents aux dynamiques des variables d'état ne sont pas identifiés. Cependant, c'est précisément parce qu'on ne peut *a priori* mesurer ces facteurs que cette méthode a été conçue afin de représenter des variables latentes inobservables. En fait, l'utilisation de cette méthode nécessite certaines conditions pour être justifiée. Tout d'abord, une variable d'état doit représenter une grandeur dont la signification est précisée dans le modèle théorique ; c'est le cas ici avec α_t et ω_t , puisque ces coefficients sont directement liés au degré de rigidité de l'emploi, les facteurs de rigidité étant trop nombreux pour pouvoir quantifier leurs effets conjoints sur le chômage et les salaires; si, comme on peut le penser a priori, ce degré est variable, estimer le modèle en supposant ces deux coefficients constants conduirait bien sûr à introduire une contrainte génératrice de sérieux biais. Ensuite, les valeurs estimées d'une variable d'état stochastique - et tout particulièrement son signe - doivent être en accord à la fois avec la théorie que l'on cherche à vérifier, et avec l'histoire économique accompagnée de ses changements structurels et institutionnels. Là encore, nous verrons que les résultats obtenus semblent satisfaire cette condition, avec toutefois la réserve que les représentations sont moins fiables en début de période car l'impact des valeurs initiales des variables d'état diminue au fur et à mesure que le système s'enrichit en information au cours du temps (comme cela est indiqué par l'évolution des valeurs des écart-types associés à ces variables à chaque date). En outre, le fait que les variables d'état soient dans ce travail représentées par des processus stochastiques AR(1) constitue un résultat endogène au modèle proposé et non une hypothèse a priori, puisque nous avons constaté que l'élargissement de ce processus à un AR(2) ou à des variables macroéconomiques observables n'était pas significatif. Ce résultat n'est d'ailleurs pas vraiment étonnant dans la mesure où un bon nombre de phénomènes macroéconomiques peuvent être approximés par un processus stochastique AR(1). Remarquons aussi que, suivant la méthode du filtre de Kalman, un coefficient supposé *a priori* variable peut très bien se révéler *a posteriori* non significativement différent d'une constante, comme l'illustrera l'évolution de la valeur estimée de ω_t après 1960; mais cette stabilité constitue alors un résultat et non une hypothèse *a priori*. Enfin, dans le but d'apprécier globalement la pertinence empirique de la modélisation à coefficients stochastiques, il convient de comparer les résultats obtenus avec un benchmark donné par le même modèle mais avec des coefficients supposés constants. Sur ce point, nous avons estimé le système composé des équations (8) et (18) en imposant *a priori* la constance des coefficients *alpha* et *omega*, soit α_o et ω_o . Les estimations ont été réalisées avec la méthode SUR (*Seemingly Unrelated Regression*) qui est robuste à la corrélation contemporaine et à l'hétéroscédasticité des résidus des deux équations. Les résultats obtenus paraissent sans appel : dans l'équation du chômage, les coefficients α_o , b et u_o ne sont pas significatifs (seul le coefficient autorégressif λ est significatif et proche de l'unité) : autrement dit, il n'y a pas de chômage d'équilibre et le chômage n'est « expliqué » que par sa valeur retardée; concernant l'équation du taux de salaire, le coefficient ω_o du taux de chômage n'est pas significatif, les résidus n'ayant en outre pas de bonnes propriétés statistiques. Concernant la qualité des ajustements, la somme des carrés des résidus obtenue pour l'équation du chômage vaut 7.7 avec le modèle à coefficients variables et 21.0 pour le modèle à coefficients fixes, ces statistiques

valant respectivement 0.032 et 0.044 pour l'équation du taux de salaire. Enfin, les critères d'informations AIC, SWZ et H&C obtenus avec le système constitué des deux équations augmentent très substantiellement lorsque l'on passe de l'estimation à coefficients variables à l'estimation à coefficients constants : pour ces trois critères, on obtient respectivement -3.06, -2.49 et -2.84 avec l'estimation espace-état proposée (cf. ci-après bas du tableau 2) et -2.42, -2.18 et -2.32 avec l'estimation SUR. Ces résultats convergent donc pour étayer la nécessité du relâchement de l'hypothèse d'un degré de rigidité constant de l'emploi dans le modèle proposé au cours de la période.

Les valeurs estimées des paramètres du modèle du tableau 1 sont présentées dans le **tableau 2**. Notons que, afin d'évacuer les biais pouvant résulter de la corrélation entre les valeurs contemporaines des résidus des équations de mesure ε_t^u et ε_t^s - corrélation nécessaire compte tenu des variables communes présentes dans les deux équations - cette méthode estime parmi les hyperparamètres la covariance (*covar*) entre ces deux résidus.⁵⁵

Tableau 2 - Estimation espace-état du taux de chômage et du taux de salaire suivant la méthode du filtre de Kalman

	taux de chômage u_t	taux de salaire horaire brut s_t
	<i>Equations d'état (9) (i=u)</i>	<i>Equations d'état (19) (i=s)</i>
γ_1^i	0.89 (10.1)	0.58 (3.2)
γ_0^i	0*	0.78 (3.7)
α_o	0.159 (2.7)	-
ω_o	-	0*
c_2^i	-6.69 (-11.4)	-4.03 (-3.2)
	<i>Equation de mesure (8)</i>	<i>Equation de mesure (18)</i>
λ	0.73 (15.1)	-
b	1.94 (3.8)	-

⁵⁵ La méthode permet également d'estimer les covariances contemporaines entre les résidus ε_t^i et η_t^i ($i = u, s$) entre les équations de mesure et les équations d'état. Ces covariances s'étant révélées non significatives, le système a été estimé en évacuant ces grandeurs.

u_0	15.26** (37.8)	-
d	-	0.93 (33.6)
δ	-	1.08 (21.4)
κ	-	0.52 (10.6)
ν_1	-	-1.16 (-15.8)
c_0	-	0.44 (25.6)
c_1^i	-1.91 (-5.3)	-7.43 (-39.3)
<hr/>		
R^2	0.990	0.998
R_D^2	0.45	0.69
$LM(\psi)$ <i>p-value</i>	0.127	0.022
$ARCH(\psi)$ <i>p-value</i>	0.489	0.033
$JB(\psi)$ <i>p-value</i>	0.332	0.078
<hr/>		
<i>covar</i>	-0.0087 (-7.0)	
<hr/>		
<i>AIC</i>	-3.06	
<i>SWZ</i>	-2.49	
<i>H&C</i>	-2.84	
<hr/>		

Notes - Les estimations ont été réalisées en système sur la période 1952-2008 (57 années) avec la méthode du maximum de vraisemblance. Les chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique *t de Student*. Les variances des résidus $\hat{\varepsilon}_t^i$ et de $\hat{\eta}_t^i$ ($i = u, s$) ont été estimées respectivement sous la forme $\exp(\hat{c}_1^i)$ et $\exp(\hat{c}_2^i)$, garantissant ainsi leur positivité quels que soient les signes des paramètres estimés \hat{c}_1^i et \hat{c}_2^i .

Les valeurs initiales optimales (i.e. minimisant les critères d'information) trouvées pour α_{1t} et ω_{1t} sont respectivement 0.13 et -1.49. R_D^2 est le coefficient de détermination proposé par Harvey (1992) : une valeur positive indique que le modèle proposé est plus performant non pas par rapport à une constante (ce qu'indique le R^2) mais par rapport à une marche aléatoire avec drift. (ψ) Les lignes *LM*, *Arch* et *JB* donnent respectivement les *p-values* de la statistique F correspondant au test d'autocorrélation (*Breusch-Godfrey serial correlation LM test*, 4 retards), de la statistique F correspondant au test d'hétéroscédasticité (*ARCH*, 1 retard), et de la statistique *Jarque-Bera* portant sur la distribution des résidus standardisés. Les valeurs estimées des variables d'état étant par principe moins fiables pour les premières années, les tests sur les résidus standardisés ont été effectués sur la période 1960-2008. *AIC*, *SWZ* et *H&C* désignent respectivement les critères d'information d'*Akaike*, de *Schwarz* et de *Hannan & Quinn*. (*) Cette constante s'étant révélée non significativement différente de zéro, elle a été éliminée de l'ajustement final. (**) La valeur de u_0 a été déterminée par balayage (le *t de Student* de ce coefficient a été estimé en fixant tous les autres paramètres à leurs valeurs estimées).

La **figure 6** représente l'évolution des valeurs de la variable d'état α_t (ou alpha) estimées d'après les équations (11), sachant que α_t est en principe d'autant plus faible que l'emploi est flexible. L'intervalle de confiance à 95% indiqué par les bornes supérieures et inférieures montre que ce coefficient est significativement variable. On doit souligner le fait que, conformément au signe attendu, les valeurs estimées sans contrainte sont positives sur l'ensemble de la période et que la valeur estimée de γ_1^u est bien comprise dans l'intervalle théorique [0, 1]. On constate que les valeurs oscillent autour d'une valeur moyenne assez stable d'environ 0.20, entre un minimum de 0.04 et un maximum de 0.32, ce qui indique des modifications très substantielles du rôle joué par le chômage dans les négociations en tant que variable d'ajustement entre les prix et les salaires, signifiant ainsi une forte variabilité de la rigidité de l'emploi. Les valeurs estimées des variables d'état sont moins fiables au cours des premières années (les valeurs initiales ayant de moins en moins d'influence au cours du temps), les valeurs obtenues jusqu'en 1960 doivent de ce fait être regardées avec plus de prudence. La tendance baissière de alpha observée entre 1951 et 1964 (figure 6) correspond assez bien à la période de très faible caractérisant cette période : 1,7% entre 1950 et 1954, 1,3% entre 1955 et 1964. On peut penser que cette fluidité qui un bon appariement des offres aux demandes a conduit une baisse des rigidités vécues sur le marché du travail. La tendance haussière de α_t sur la période 1965-84 suggère un renforcement des rigidités sur le marché du travail (reprise imperceptible du chômage, 2% entre 1965 et 1969, 5% entre 1975 et 1979, indexation du SMIG instituée en juillet 1952 et renforcée en 1970, création du régime de l'assurance chômage des salariés avec l'Unedic et les Assedic, dispositions sociales sur l'indemnisation du chômage à partir de 1974 etc.). Cependant, après 1984 et le tournant désinflationniste de la « rigueur », α_t est caractérisé par un trend orienté à la baisse, ce qui semble conforme à l'évolution historique caractérisée par une flexibilité grandissante du marché du travail (décentralisation des conventions collectives, différenciation individualisée des salaires, multiplication des contrats à durée déterminée, du travail à temps partiel, de l'intérim, des conditions de stage, etc.).

[insérer figure 6]

Concernant les paramètres fixes de l'équation de mesure du chômage (8), le coefficient positif obtenu pour la marge de production disponible ($\hat{b} = 1.94$) est conforme au signe attendu. Quant à la valeur estimée de la constante $\hat{u}_0 = 15.26\%$, elle est très significativement positive, ce qui montre l'existence d'une composante structurelle du chômage. Enfin, le coefficient du taux de chômage retardé ($\hat{\lambda} = 0.73$) indique un délai moyen d'ajustement \bar{T} du chômage à ses facteurs de l'ordre de 2.7 années ($\bar{T} = \frac{\hat{\lambda}}{1 - \hat{\lambda}} = 2.70$), valeur qui semble crédible dans la mesure où cette durée correspond très approximativement à la longueur moyenne d'un cycle conjoncturel. La **figure 7** retrace sur l'ensemble de la période les valeurs estimées des trois composantes du taux de chômage d'équilibre figurant dans la relation (3). Notons que, par construction, ces trois catégories de chômage sont liées par un facteur commun représenté par la variable d'état stochastique α_t , ce qui signifie que le degré de rigidité de l'emploi peut influencer le niveau du

chômage par ces trois différents canaux, ceci même si les facteurs propres des trois composantes restent dominants par rapport au facteur commun.⁵⁶ Les valeurs négatives obtenues jusque vers le milieu des années 1970 de la composante chronique $\hat{\alpha}_t spread_t$ indiquent que cette dernière a pu jouer un rôle favorable sur l'emploi, cette composante pouvant expliquer une « tension » sur le marché du travail en permettant d'abaisser le taux de chômage observé vers une valeur d'environ 2%, située donc en principe au dessous du taux de chômage naturel, compensant ainsi l'impact des composantes conjoncturelle et structurelle. À partir du milieu des années 1970, le chômage chronique se développe fortement atteignant un maximum de 6.7% en 1993, pour ensuite diminuer, passant par un minimum de 2.3% en 2000 avant un fort rebond suivi d'une nouvelle baisse conduisant ce taux vers une valeur proche de 4% en fin de période. Concernant la composante conjoncturelle du chômage d'équilibre représentée par la grandeur $\hat{\alpha}_t \hat{b} \Delta Q_t$, la figure 7 montre que cette composante connaît des fluctuations d'amplitude allant entre 0 et 4% avec des maxima (1975 : 2.8% ; 1985 : 2.8% ; 1993 : 4%) et des minima (1973 : 0 ; 1980 : 0.3% ; 1990 : 1.2% ; 2001 : 0.9%). Quant à la composante structurelle estimée par le produit $\hat{\alpha}_t \hat{u}_0$, elle est systématiquement positive, conformément au signe attendu. Cette composante est plus lisse que les précédentes, oscillant entre un minimum de 0.5% en 1964 et un maximum d'environ 4% pendant les années 1975-95; cette propriété semble intuitive dans la mesure où le degré de rigidité de l'emploi n'évolue en principe pas brusquement dans le temps. Les valeurs obtenues sont plus faibles que les estimations du chômage structurel que l'on trouve dans la littérature, car ces dernières surévaluent sans doute cette composante probablement en raison du fait que son estimation est séparée de celle des composantes chronique et conjoncturelle.⁵⁷ Sur l'ensemble de la période, les composantes chronique, conjoncturelle et structurelle du taux de chômage s'élèvent en moyenne respectivement à 1.72%, 1.67% et 2.95%; sur la période 1975-2008, ces valeurs s'élèvent à 3.88%, 2.01% et 3.41%. Au total, ces résultats montrent donc qu'on ne peut négliger ni les facteurs de type chronique résultant d'un excès du coût réel du travail par rapport à la productivité, ni les facteurs conjoncturels résultant d'une insuffisante activité sur le marché des biens, ni les facteurs structurels directement liés aux rigidités de l'emploi. Notamment, après le choc énergétique de 1973, les trois catégories de chômage se cumulent pour expliquer la hausse du chômage vers des niveaux à deux chiffres.

[insérer figure 7]

Concernant le taux de salaire, le coefficient γ_1^s de l'équation d'état (19b) représentant l'élasticité ω_t du taux de salaire par rapport au chômage est significatif et compris dans

⁵⁶ En effet, la partie « inexpliquée » de la variance d'une composante du taux de chômage par une des deux autres composantes reste toujours supérieure à 75% : les $1 - R^2$ valent respectivement 79%, 78% et 93% pour les couples (chronique, conjoncturel), (conjoncturel, structurel) et (chronique, structurel).

⁵⁷ Par exemple, en s'appuyant sur la relation de Phillips pour estimer le NAIRU et en utilisant le filtre de Kalman pour estimer le taux de chômage structurel, Heyer et Timbeau (2002) trouvent des valeurs de l'ordre de 5% à 6% entre 1979 et 2000. Cependant, suivant d'autres spécifications, les auteurs évoquent des taux structurels pouvant aller jusqu'à 9% à 12% en France, ce qui peut sembler excessif car de telles valeurs sont très proches du chômage observé. Au regard des chiffres auxquels nous sommes parvenus, la non prise en compte par ces analyses du chômage chronique et d'un ajustement du chômage observé sur le chômage d'équilibre pourrait expliquer le niveau plus élevé (et sans doute biaisé) de tels résultats.

l'intervalle attendu $[0, 1]$. L'équation de mesure estimée des salaires (18) montre que valeur estimée du paramètre structurel κ est bien comprise dans l'intervalle théorique $[0, 1]$ et la valeur obtenue de 0.52 indique un équilibre entre la force de négociation des salariés (WS) et celle des employeurs (PS), en moyenne sur l'ensemble de la période. Ce résultat implique aussi que l'indice des prix approprié pour déflater les salaires peut être approximé par une moyenne géométrique des prix de gros et des prix de détail.⁵⁸ Par ailleurs, on remarque que seul le taux de marge des entreprises s'est révélé significatif parmi les variables X_{it} ($\hat{\nu}_1 = -1.16$) : toutes choses égales par ailleurs, un taux de marge élevé apparaît être défavorable aux salaires, ce qui semble conforme au signe attendu, puisque d'après l'équation (17) les variables X_{it} déterminent la différence $(\kappa f_{wt} - (1-\kappa)f_{pt})$, le taux de marge intervenant avec un signe qui est *a priori* positif dans f_{pt} . On constate également que la valeur estimée du coefficient associé au niveau des prix est proche de l'unité $d = 0.93$: ce résultat suggère une quasi-absence d'illusion monétaire et que donc les acteurs raisonnent essentiellement en termes réels. Il en est de même pour le paramètre $\delta = 1.08$, ce qui suggère que la croissance du salaire réel de réservation se ferait approximativement au même rythme que celle de la productivité. Ces deux résultats sont satisfaisants dans la mesure où dans une situation d'équilibre dynamique caractérisée par un taux de chômage « naturel » constant, la condition $d = \delta = 1$ prévaudrait, le salaire réel croissant alors comme la productivité (le taux de marge des entreprises et les taux de cotisation étant constants dans une telle situation).

La **figure 8** représente l'évolution des valeurs de $\omega_t = [(1-\kappa)k_{pt} - \kappa k_{wt}]$ (ou omega) au cours estimées d'après les équations d'état (19) du tableau 2). L'intervalle de confiance étroit au seuil de 5% montre une bonne précision des valeurs estimées suivant les dates. L'interprétation de l'évolution de la variable oméga n'est pas simple. Elle traduit moins un état des rapports de forces entre employeurs et salariés dans la négociation qu'un état des « rapports de sensibilité » au chômage dans la négociation. En début de période (1951-60) ω_t augmente rapidement puis passe de valeurs négatives vers des valeurs positives (1961-2008). Même s'il faut rester prudent sur l'interprétation des premières valeurs estimées, cela signifie que dans les années 1950, les salariés attribuent plus d'importance au chômage que les employeurs (souvenir des années 1930 ?) avant que la situation ne s'inverse (1961-2008), les valeurs positives de ω_t indiquant un poids relatif dominant des employeurs dans la prise en compte du chômage au cours des négociations. On peut représenter très approximativement cette prépondérance de sensibilité des employeurs par une constante d'environ 1.8. L'intuition première serait plutôt que ce sont les salariés qui, en raison de leur inquiétude, devraient accorder un poids plus important au chômage que les employeurs après 1975-80 : face à la crainte du chômage, ils réduiraient leurs prétentions salariales pour conserver le maximum de possibilités d'emploi. Sans pour autant remettre en cause ce comportement naturel des salariés, les résultats montrent pourtant que la sensibilité des employeurs au chômage est supérieure à celle des salariés. Risquons une explication. Si l'on considère les années de « suremploi » et de croissance soutenue jusqu'en 1974/75, les

⁵⁸ Notons ici que le déflateur du PIB peut lui-même être bien représenté par une moyenne pondérée géométrique de l'indice des prix à la consommation et des prix de gros, qui est intéressant dans la mesure où l'indice déflateur de la valeur ajoutée est souvent utilisé pour estimer le « salaire réel ».

employeurs seraient très sensibles au (faible) niveau de chômage car cette situation les pousserait à verser des salaires élevés pour attirer ou retenir les salariés dans leurs entreprises. En période de croissance ralentie depuis 1974 (autour de 2%) et malgré un fort volant de chômage (autour de 10%) la sensibilité des employeurs au chômage peut demeurer plus élevée que celle des salariés par suite d'une préoccupation constante d'une maîtrise des coûts et de la masse salariale, notamment dans le contexte de concurrence internationale accrue. La sensibilité des salariés au chômage n'est évidemment pas niable, mais apparaîtrait ainsi dans le modèle, comme surpassée par celle des employeurs.

[insérer figure 8]

Les valeurs des coefficients stochastiques $\alpha_t = 1/(k_{st} + k_{pt})$ et $\omega_t = [(1-\kappa)k_{pt} - \kappa k_{st}]$ étant estimées par les équations d'état et le paramètre κ par l'équation de mesure du taux de salaire, il est possible d'en déduire les valeurs implicites des sensibilités k_{st} et k_{pt} des salariés et des employeurs par rapport au taux de chômage, sachant que la première a une influence négative sur le salaire alors que la seconde a une influence positive. Cependant, ces valeurs ne peuvent être évaluées qu'avec une grande incertitude car les marges d'erreurs associées à α_t et à ω_t se cumulent de manière multiplicative. Néanmoins, et conformément aux hypothèses du modèle WS-PS, les évaluations faites de ces deux sensibilités sont toujours positives sur l'ensemble de la période, excepté quelques rares valeurs non significativement négatives entre 1985 et 1995 pour k_{st} . Les valeurs moyennes (plus fiables), ont été évaluées à 1.63 et 5.16 respectivement pour k_{st} et k_{pt} . En outre, excepté pour 1951 et 1952, les valeurs de k_{pt} sont toujours nettement supérieures à celles de k_{st} , ce qui montre à nouveau que l'importance attribuée au chômage par les employeurs au cours des négociations (influence positive sur le salaire réel) est structurellement plus élevée par rapport à l'importance attribuée par les salariés (influence négative sur le salaire réel).

On peut apprécier la qualité globale des ajustements obtenus avec les équations de mesure (8) et (18) au moyen du coefficient R^2 conventionnel et du coefficient modifiée R_D^2 proposée par Harvey (1992), ce dernier permettant d'évaluer la qualité de l'ajustement par rapport à un *benchmark* caractérisé par une marche aléatoire avec dérive.⁵⁹ Les valeurs R_D^2 associés aux équations de mesure sont assez élevées (0.45 et 0.69 pour le chômage et les salaires respectivement), ce qui indique une diminution très substantielle des variances résiduelles par rapport à l'hypothèse d'une marche aléatoire avec dérive, étayant ainsi au plan statistique la pertinence du modèle à composantes inobservables. Les **figures 9 et 10** montrent que les valeurs

⁵⁹ Ces deux mesures de la qualité d'ajustement sont définies par $R^2 = 1 - SSR / \sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2$ et

$R_D^2 = 1 - SSR / \sum_{t=2}^T (\Delta y_t - \overline{\Delta y})^2$ ($y_t = u_t, s_t$), où SSR est la somme des carrés des résidus du modèle. Une valeur négative de R_D^2 signifie que le modèle estimé donne une représentation de moins bonne qualité qu'une simple marche aléatoire avec dérive.

estimées d'après les équations de mesure (8) et (18) représentent d'une manière assez satisfaisante les valeurs observées du taux de chômage et du taux de salaire horaire⁶⁰ au cours de la période 1951-2008, les points de retournements majeurs étant le plus souvent assez bien représentés.

[insérer figure 9]

[insérer figure 10]

Examinons à présent les propriétés statistiques des résidus $\hat{\varepsilon}_t^u$ et $\hat{\varepsilon}_t^s$ standardisés des équations de mesure du taux de chômage et du taux de variation des salaires à l'aide de différents tests dont les résultats sont donnés dans le tableau 2. Les valeurs des *p-values* associées à la statistique de *Jarque-Bera* permettent de conclure que les résidus estimés des deux équations de mesure sont - au seuil de 5% - distribués suivant une loi normale, ceci tant pour l'équation du chômage que pour celle des salaires, ce qui indique qu'il n'y a pas un nombre significatif de points pouvant être considérés comme aberrants. Enfin, les tests de diagnostic concernant l'autocorrélation (*LM*) et l'hétéroscédasticité (*ARCH*) de ces résidus permettent de conclure que l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité sont des hypothèses admissibles au seuil de 5% pour le chômage, ce seuil devant être abaissé à 1% pour les salaires. Dans l'ensemble, ces résultats montrent donc que les résidus estimés $\hat{\varepsilon}_t^u$ et $\hat{\varepsilon}_t^s$ ont des propriétés statistiques acceptables étayant le modèle proposé, notamment en ce qui concerne l'hypothèse de constance faite sur les paramètres du modèle autres que les coefficients α_t et ω_t . Cependant, les figures 9 et 10 montrent pour certaines années des écarts entre les valeurs observées et les valeurs calculées pouvant avoir une signification historique. En ce qui concerne le taux de chômage, figure 9, les écarts positifs observés durant les années 1979-82 peuvent être reliés au second choc pétrolier de 1979-80 non complètement capturé par les valeurs estimées, tandis que l'écart de 1984 peut être le résultat de la politique de désinflation de J. Delors en 1983. Concernant les variations de salaires, la figure 10 montre que, en accord avec la désinflation, les lois Auroux de 1982⁶¹ et de la libéralisation économique générale, la dynamique des salaires tend à se stabiliser vers la fin des années 1980. En fait, il devient patent que la « désinflation compétitive » a convaincu les principaux partenaires politiques de gauche comme de droite (période d'alternance gouvernementale et d'incertitude politique) de sorte que prix et salaires sont stabilisés de manière durable (tournant de la politique économique vers mars 1983). La ratification du traité de Maastricht, le processus de passage à l'euro et la fin des crises de change internes au SME après 1993 achèvent d'emporter les dernières réticences : la contrainte monétaire européenne exerce des pressions stabilisatrices décisives, au moins tant que les politiques budgétaires ne divergent pas trop. Dans l'ensemble, ce phénomène est assez bien représenté par les valeurs calculées. Quant aux écarts importants entre les valeurs observées et calculées des salaires, ils semblent aussi pouvoir être reliés à des événements historiques repérables. Pour les écarts positifs, plusieurs périodes témoignent d'une pression accrue des syndicats ou d'une libéralité temporaire du patronat en matière de salaire : 1954-57 sous la IV^e République après les mesures

⁶⁰ Afin de mieux faire ressortir les écarts, nous avons comparé le *taux de variation* des valeurs observées du taux de salaire avec le taux de variation des valeurs calculées d'après (17).

⁶¹ Blanchard et Sevestre (1989) ont avancé une interprétation assez généralement admise sur la rupture de juillet 1982, en montant à partir d'une analyse en panel que les modifications dans les conventions collectives du secteur privé ont eu un impact sur l'ajustement des salaires nominaux aux prix.

Pinay de 1952, 1968-1971 dans la foulée des mouvements sociaux et de la naissance du SMIC en 1970, et 1982 avec la relance de P. Mauroy. À l’opposé, on constate que les valeurs observées des variations de salaires sont inférieures aux valeurs calculées par le modèle en période de maîtrise des coûts salariaux et de politique à tendance déflationniste ou stabilisatrice : 1958 avec le plan Pinay-Rueff⁶², 1976-78 à la suite du plan Barre I et II de 1976-77, 1984 dans la foulée de la « rigueur » de la politique menée par J. Delors en 1983.

6 – Conclusions

Situé dans une perspective macroéconomique, cet article propose une modélisation simultanée des dynamiques du taux de chômage et du taux de salaire en France sur la période 1950-2008. En se référant au le cadre théorique du modèle WS-PS, l’approche proposée permet l’estimation d’un taux de chômage d’équilibre. Une représentation espace-état simultanée du taux de chômage et du taux de salaire horaire brut est estimée avec la méthode du filtre de Kalman, permettant l’introduction d’une variabilité temporelle des paramètres traduisant le degré de rigidité de l’emploi. En introduisant une distinction qui s’est avérée nécessaire entre le prix de référence des salariés et celui utilisé par les entreprises et moyennant des hypothèses complémentaires concernant le salaire de réservation ainsi que les facteurs conjoncturels et structurels qui sont supposés mais non spécifiés dans le système WS-PS, on montre que le taux de chômage d’équilibre peut être décomposé en trois éléments : une composante *chronique* caractérisée par l’excès du coût total horaire réel du travail par rapport à la productivité horaire du travail, une composante *conjoncturelle* caractérisée par un niveau insuffisant de la production (marge de production disponible), et une composante *structurelle* représentée par une variable d’état stochastique pouvant être rapprochée du concept de taux de chômage naturel, incluant les facteurs frictionnel, technologique et volontaire du chômage. Bien que ces trois composantes dépendent de la même variable d’état stochastique caractérisant le degré de rigidité de l’emploi à une date donnée, leurs facteurs propres restent néanmoins très largement dominants. Le taux de salaire est quant à lui déterminé par une moyenne pondérée des équations WS et PS traduisant respectivement les exigences des salariés et des employeurs en ce qui concerne le taux de salaire. Le salaire nominal dépend ainsi des niveaux des prix et de la productivité, de facteurs conjoncturels, et enfin du taux de chômage observé.

Les résultats obtenus indiquent que le chômage observé s’ajuste progressivement sur le au chômage d’équilibre, le délai moyen d’influence étant de l’ordre de 2.7 années. Le taux de chômage d’équilibre dépend du degré de rigidité de l’emploi qui apparaît variable suivant les dates. La composante chronique du taux de chômage d’équilibre est négative jusqu’en 1974, compensant ainsi les deux autres composantes, ce qui permet d’expliquer pourquoi le taux de chômage reste très bas au cours de cette période (moins de 2%). Après 1974, cette composante devient positive et s’accroît très fortement pour atteindre un maximum de 6.7% en 1993, pour ensuite diminuer et se stabiliser en fin de période autour de 4%. La composante conjoncturelle

⁶² En 1958, les prix augmentent fortement (14% pour le détail) et l’équation du modèle projette logiquement une hausse importante des salaires (de l’ordre de 17%). Or, la hausse effective des salaires est moindre (de l’ordre de 11%): dans le cadre des mesures liées à la formation du gouvernement de Gaulle et dans l’attente du plan Pinay Rueff, la volonté politique a stoppé le processus d’indexation mécanique des salaires sur les prix.

oscille entre un minimum nul en 1973 et un maximum de 3.9% en 1993. Enfin, la composante structurelle du chômage d'équilibre est nettement plus lisse que les précédentes, son domaine de variation étant situé entre 0.5% en 1964 et un maximum d'environ 4% pendant les années 1975-95. Quant au taux de salaire, les résultats montrent que ce dernier est effectivement déterminé par le niveau des prix et celui de la productivité avec des élasticités proches de l'unité, par le taux de marge des entreprises et enfin par le taux de chômage, l'influence de ce dernier facteur étant apparue positive et stable à partir des années 1960, ce résultat signifiant que, au cours des négociations, le poids attribué au chômage est plus grand pour les employeurs que pour les salariés. Cependant, les résultats obtenus suggèrent que les forces de négociation des salariés et des employeurs sont équilibrées en moyenne sur l'ensemble de la période.

Dans l'ensemble, nos résultats semblent s'accorder tant avec la théorie économique qu'avec l'histoire économique française, leur principal mérite étant sans doute de présenter une synthèse simple à l'aide d'une modélisation faisant ressortir d'une manière simultanée les principaux facteurs macroéconomiques du chômage et des salaires en longue période, en tenant compte du fait que le degré de rigidité du marché du travail est un phénomène devant être daté.

REFERENCES

Allais, M. (1971), « Salaires, prix, emploi », in *Les conditions monétaires du développement économique*, Fascicule III-5, Université de Paris Ouest, Faculté de Droit et des Sciences Economiques, année académique 1970-1971, 501-520

Allais, M. (1971), *L'inflation française et la croissance*, colloque sur l'inflation, ALEPS, 18 décembre 1974. 119 p.

Allais M., 1980, « Les facteurs déterminants du chômage français, 1952-1978 », Rapport d'Activité Scientifique 1978-1980 (CNRS), Centre d'Analyse Economique, pp. 46-67, Septembre 1980.

Allais M., « *Le chômage et les charges salariales globales* », Le Monde, 14-15 juin 1981

Allais, M. (1999), *La mondialisation, la destruction des emplois et de la croissance : l'évidence empirique*, Clément Juglar Ed., seconde éd. 2007, Nancy.

Artus P., Laroque G., Michel G. (1984), "Estimation of a quarterly macroeconomic model with quantitative rationing", *Econometrica*, 52(2)

d'Autume A. (2001), "Le modèle WS-PS et le chômage d'équilibre », Doc. Miméo, Etude réalisée pour le compte de la Direction de la Prévision du Ministère de l'Economie, des Finances et de l'Industrie Octobre, 50 p.

Azariadis, C. (1975), "Implicit contracts and underemployment equilibria", *Journal of Political Economy*, 83, 1183-1202

- Baron H., Beffy P.O., Fourcade N., Mahieu R. (2003), *Le ralentissement de la productivité du travail au cours des années 1990*, Document de travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques, INSEE, G0307
- Barro, R.J, Grossman H.D. (1971), “A general disequilibrium model of income and employment”, *American Economic Review*, 61 (mars), p.82-93
- Bayet, A. (1997), « Deux siècles d'évolution des salaires en France », in Marchand, Olivier, Thélot, Claude, *Le travail en France, 1800-2000*, Paris, Nathan, p.155-172 et 241.
- Beffy, P-O., L'Angevin, C. (2005), *Chômage et boucle prix - salaire : apport d'un modèle « qualifiés/peu qualifiés*, INSEE, Direction des Etudes et Synthèses Economiques, G 2005/10, Document de travail, 65 p.
- Blanchard O., Cohen D. (2006), *Macroéconomie*, Pearson Ed., Paris
- Blanchard P., Sevestre P. (1989), « L'indexation des salaires: quelle rupture en 1982 ? », *Économie et Prévision*, n°87 (1)
- Blanchflower D.G, Oswald A. J. (1995), « An introduction to the wage curve », *Journal of Economic Perspectives*, 9(3), p. 153-167
- Bonnet, X., Mahfouz S. (1996), *The Influence of different Specifications of Wages-Prices Spirals on the Measure of the NAIRU: the Case of France*, INSEE, Direction des Etudes et Synthèses Economiques, document de travail G9612
- Bonnet, X. (1997), *Peut-on mettre en évidence des rigidités à la baisse des salaires nominaux ? Une étude sur quelques grands pays de l'OCDE*, INSEE, Direction des Etudes et Synthèses Economiques, G 9715, Document de travail, 38 p.
- Borrel M. (1996), *Conflits du travail et changement social et politique en France depuis 1950*, Paris, L'Harmattan, 265 p.
- Boyer, R. (1978), « Les salaires en longue période », *Economie et statistique*, Septembre, n°103, p 27-57.
- Cahuc, P., Zylberberg, A. (1996), *Economie du travail : la formation des salaires et les déterminants du chômage*, Paris, Bruxelles, De Boeck Université, 608 p.
- Cahuc, P., Zylberberg, A. (1999), « Le modèle WS-PS », *Annales d'Economie et de Statistique*, 53, p 1-30.
- Cahuc, P., Goux D., Gianella C. et Zilberberg A. (2000), « Equalizing wage difference and bargaining power: evidence from a panel of french firms», *Direction des Etudes et Synthèses Economiques de l'INSEE*, DT N° 9805
- Caire, G. (2002), « Les trois âges de la liaison salaires – productivité », *Travail et Emploi*, n°91, juillet, p. 57-69

Chagny, O, Reynès F. et Sterdyniak H., « Le taux de chômage d'équilibre – discussion théorique et évaluation empirique », Revue de l'OFCE, N°81, avril 2002, p. 205-244.

Chélini M.P. et Prat G. (2007), « Analyse cliométrique du chômage et des salaires en France sur longue période, 1950-2000 », note *miméo*, 29 p., présentée au *Lunch séminaire* d'EconomiX, Nanterre, Nov.

Chélini M.-P. (2014), « *Histoire des salaires en France de 1944 à 1967* », Berne, Peter Lang, 550 p., à paraître

Collard F, Henin P. Y. (1993), « Au delà de la courbe de Phillips », Chap. V in P.-Y. Hélin, *La persistance du chômage*, Paris, Economica

Cotis J.P., Méary R., Sobczak, N. (1998), « Real wages and employment : a sceptical view of some recent econometric work », *Manchester School*, 57(2)

Cotis J-P, R. Meary et N. Sobczak (1998), « Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », *Revue Economique*, 49 (3).

Desplat, R, Jamet, S, Passeron, V, Romans, F (2003), *La modération salariale en France depuis le début des années 1980*, INSEE, *Economie et Statistique*, n°367, p. 39-67

Doisy S., S. Duchêne et C. Gianella (2001), « Allègement de charges au voisinage du SMIC et chômage d'équilibre : une modélisation à partir d'une maquette désagrégée du marché du travail », *Direction de la Prévision*, Ministère de l'Economie et des Finances, doc. mimeo.

Dunlop, J-T. (1958), *Industrial relations system*, New York, H. Holt, 1958, 399 p

Estrella, A, Mishkin, F. S (1998), "Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty", *NBER Working Paper*, No. 6518

Gérard-Prenveille, L. (2003), « Déterminants du taux de chômage d'équilibre et ajustements sur le marché du travail : une analyse sur données françaises », *Economie et Prévision*, n°159, p. 17-37

Guichard S., Lafargue, J-P (2000), "The wage curve: the lesson of an estimation over a panel of countries", Paris, CEPII, *Document de travail* n° 21, décembre, 34 p.

Hamilton J.D. (1994), *Time series analysis*, Princeton, New Jersey, Princeton University Press

Harvey A.C. (1992), *Forecasting, structural time series models and the Kalman filter*, Cambridge, Cambridge University Press

Heyer, E, Le Bihan, H., Lerais, F (2000), « Relation de Phillips, boucle prix - salaire : une estimation par la méthode de Johansen », *Economie et Prévision*, n°146, 43-60

Heyer E, Timbo X. (2002), « Le chômage structurel à 5% en France ? », *Revue de l'OFCE*, 2002/1, N°80

Lannes B., Pâris P. (2010), « Les causes du chômage », *Eclairages Economiques*, 31 Mars, 9 p. www.eclairéco.org

- Irwin, Douglas [2005], *Free Trade Under Fire*, Princeton, Princeton University Press, 1989, rééd. en 2005 [*Labor costs and productivity in manufacturing for 63 countries, 1995-1999*]
- Laroque G., Salanié B. (2002), “Labour market institutions and employment in France”, *Journal of Applied Econometrics*, Vol.17
- Lavoie M. (2000), “Le chômage d’équilibre”, *Revue Economique*, 51 (6), p. 1477-84
- Layard R., Nickel, S. (1985), «The cause of British unemployment», *National Institute Economic Review*, vol. 111, p. 62-85
- Layard R., Nickel S., Jackman, R. (1991), *Unemployment*, Oxford, Oxford University Press (rééd. 2009)
- Le Bihan H, Sterdyniak, H (1998), « Courbe de Phillips et modèle WS-PS, quelques remarques », *Revue Economique*, 49(1), p. 937-948
- L’Horty, Y, Sobczak, N (1996), *Identification de la courbe de salaire et déterminants du chômage d’équilibre dans un modèle de négociation salariale*, INSEE, Direction de la Prévision, Document de travail n°96-7
- Lindbeck A, Snower, D (1989), *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, Cambridge, Mass., MIT Press
- Malinvaud, E. (1980), *Réexamen de la théorie du chômage*, Paris, Calmann-Lévy, édition originale en anglais, Basil Blackwell, Oxford, 1977
- Marczewski, J. (1977), *Inflation et chômage en France*, Paris, Economica, 208 p.
- Okun, A. (1962), “Potential GNP: Its measurement and significance”, American Statistical Association, *Proceedings of the Business and Economics Section*, p. 98-103
- Pissarides, C. (1990), *Equilibrium Unemployment Theory*, New York, Ed Basil Blackwell
- Phelps, E. S. (1968), « Money-Wage Dynamics and Labor Market Equilibrium », *Journal of Political Economy*, 1968, vol. 76, p. 678-711
- Phillips, A.W. (1958), “The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, Novembre, p. 283-299
- Ralle, P, Toujas-Bernate, J (1990), *Indexation des salaires : la rupture de 1983*, INSEE, Division des Etudes Economiques, Document de travail, G 9003
- Richardson, P, Boone, L, Gionro, C, Meacci, M et al. (2000), *The Concept, Policy use and Measurement of Structural Unemployment: Estimating a Time Varying NAIRU across 21 OECD countries*, OECD Working papers, n°250
- Rueff J. (1925), “Les variations du chômage en Angleterre », *Revue politique et parlementaire*, 32, décembre, p. 425-437

Salanié, B. (2000), « Une maquette analytique de long terme du marché du travail », *Economie et prévision*, 146, p. 1-13

Shapiro, C., Stiglitz J. (1984), “Equilibrium unemployment as a worker discipline device”, *American Economic Review*, 74 (3), p. 433-444

Shor, J. B. (1985), “Changes in the cyclical pattern of real wages: evidence from nine countries, 1955-1980”, *The Economic Journal*, June, p. 452-468

Simonnet, J-P, (2008), “Chômage d’équilibre : deux approches théoriques, NAIRU et WS-PS”, <http://www.lyc-arsonval-brive.ac-limoges.fr/jp-simonnet/spip.php?article152>

Sterdyniak, H., H. Le Bihan, P. Cour et H. Delessy (1997), « Le taux de chômage d’équilibre, anciennes et nouvelles approches », *Revue de l’OFCE*, 60, janvier.

Sterdyniak, H., H. Le Bihan, P. (1998), « Courbe de Phillips et modèle WS-PS. Quelques réflexions », *Revue Economique*, 49(3), p. 937-48.

Sterdyniak, H. (2000), « Econométrie de la misère et misère de l’économétrie », *Revue de l’OFCE*, N°75, Oct

Stigler, G. (1962), “The Intellectual and the Marketplace”, *Selected Papers*, no. 3. Chicago, University of Chicago Graduate School of Business

Tobin, J. (1972), « Inflation and Unemployment », *American Economic Review*, vol. 62, Mars, p. 1-18

Von Mises, L. (1958), « Wages, Unemployment and Inflation », *Christian Economics*, 10 (5)

Villa P. (1994), « Chômage et salaires en France sur longue période », *CEPII*, document de travail N°94-13, 37 p.

Weiner S. (1993), « New estimates of the natural rate of unemployment », *Economic Review of the Federal Bank of Kansas City*, 78

Annexe 1 – Description et sources des séries chronologiques utilisées 1950-2008, données annuelles

1. PIB (indice)

Source : INSEE, *Annuaire Rétrospectif de la France, 1948-1988*, p 239-240. INSEE, *Comptes nationaux* annuels et rétrospectifs en ligne depuis 1978. Les francs français 1950-59 sont directement exprimés en « nouveaux francs » de 1960. La série incorpore un changement de base en 1980 : base 1971 pour 1950-79 et base 2000 pour la période 1980-2008. Le PIB en francs constants est déflaté par le déflateur du PIB, série 9.

2. Salaire annuel moyen net (en euros)

Il s'agit du salaire net de prélèvements (cotisations salariales, CSG, CRDS). Il concerne les salariés à temps complet des entreprises du secteur privé et semi-public (y c. les apprentis et stagiaires) en France. On note que ce champ couvert est en accord avec la statistique du nombre de chômeurs, puisque cette dernière exclut bien sûr les fonctionnaires. Source : http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?ref_id=asfrevenus

3. Cotisations salariales annuelles moyennes (en euros)

On a calculé : cotisations salariales moyennes annuelles (séries 3) = (taux des cotisations salariales par rapport au salaire moyen annuel brut x salaire moyen annuel net (série 2))/(1- taux des cotisations par rapport au salaire moyen annuel brut), où le taux des cotisations par rapport au salaire moyen annuel brut est donné par l'INSEE . Source : http://www.insee.fr/fr/themes/detail.asp?ref_id=asfrevenus

4. Cotisations patronales annuelles moyennes (en euros)

Le taux des cotisations par rapport au salaire moyen annuel brut étant donné par l'INSEE (même source que pour la série 3), on a : cotisations patronales annuelles moyennes (série 4) = taux des cotisations par rapport au salaire moyen annuel brut x salaire annuel moyen brut (série 5)

5. Salaire annuel moyen brut (euros)

Le salaire annuel moyen brut est égal au salaire moyen annuel net (série 2) augmenté des cotisations salariales moyennes annuelles (séries 3).

6. Coût total annuel moyen du travail (euros)

Le coût annuel moyen total du travail est égal au salaire annuel moyen brut (série 5) augmenté des cotisations patronales annuelles moyennes (série 4)

7. Prix de détail (indice)

Série INSEE, *Annuaire Statistique Rétrospectif, 1948-88*, Paris, 1990, p 286, série 1914-1989, prolongée par www.insee.fr. La base 100 de l'indice est en 1970. Cet indice a changé plusieurs fois de base, en 1949, 1956, 1962, 1970, 1980, 1990, 1995.

8. Prix de gros (indice)

Pour 1950-1980 : Bryan R. Mitchell, *International Historical Statistics, Europe 1750-1993, Op. Cit*, p 863. Depuis 1980 : INSEE, *Séries longues*, INSEE Conjoncture, Paris, Edition 2003, p. 44 puis en ligne. La France a cessé de calculer un indice officiel des prix de gros entre 1985 et 1993.

9. Déflateur du PIB (indice)

Pour la période 1950-79 (base 1971) : INSEE, *Annuaire Rétrospectif de la France, 1948-1988*, p 255. Depuis 1980, www.insee.fr, fichier 1.103, « Indices de prix des ressources et emplois de biens et services » (base 2000).

10. Productivité horaire du travail (indice)

Pour la période 1950-70 : Pierre Villa, *Un siècle de données macroéconomiques*, INSEE, Résultats, Economie Générale n°86-87, 1994, p 144-145. Pour la période 1971-2008, OCDE, base de données en ligne.

11. Nombre de chômeurs au sens du BIT

Chômeurs au sens du BIT : toute personne en âge de travailler, qui n'a pas travaillé durant la semaine de référence, disponible sous 15 jours et recherchant activement un emploi. Source : Marie-Madeleine Bordes, Christine Gonzalez-Demichel, *Marché du travail, séries longues*, Paris, INSEE, Résultats, n°138-139, 1998, p 77. Série reconstituée par les auteurs pour la période 1955-74. La série a été complétée pour les années 1998-2008 par les Comptes Nationaux en ligne et en amont 1950-54, par estimation du chômage BIT en s'appuyant sur le rapport moyen de 2,22 entre le chômage au sens du BIT et les chiffres disponibles à l'époque, les « Demandes d'Emploi Non Satisfaites ».

12. Population active au sens de la comptabilité nationale

Sources : Marie-Madeleine Bordes, Christine Gonzalez-Demichel, *Marché du travail, séries longues, Op. Cit*, 1998, p 24-29. Pose des problèmes de définition à la marge : temps partiels, étudiants, contingent. Deux approches se distinguent. 1. L'approche « comptabilité nationale » totalise les actifs employés dans les différents secteurs de l'économie à partir des sources administratives + les chômeurs au sens du BIT + les jeunes effectuant leur service national. 2. L'approche « au sens du BIT » ou « au sens du recensement » procède des enquêtes annuelles sur l'emploi et des recensements et applique à la population totale estimée des taux d'activité déduits de l'enquête Emploi. Série complétée pour 1950-54 par INSEE, *Le mouvement économique de la France, 1949-79*, Paris, 1981, p 23. Rectification et prolongement 1995-2008 par le site de l'INSEE en ligne.

13. Population active salariée totale

II

Il s'agit de la population salariée occupée. Les chômeurs n'y sont pas comptabilisés. Données pour la période 1955-1991 : Marie-Madeleine Bordes, Christine Gonzalez-Demichel, *Marché du travail, Op. Cit*, p 77. Années 1950-54 calculées par rétropolation à partir des années 1955-60 [+1,1%/an]. Années 1993-2008, actualisées par série INSEE en ligne : 1.702 « Population, emploi et chômage, France entière » (y compris DOM).

14. Taux d'intérêt à long terme (rendement des obligations des sociétés), % an

Taux moyen mensuel annualisé de rendement des emprunts d'Etat à long terme, 5 à 10 ans, obligations, emprunts 7 à 10 ans. Changement de série longue en 1970. Pour la période 1950-69 : INSEE, *Le mouvement économique, 1949-1979*, Paris, 1981, p 324- 326 [Taux de rendement en bourse des obligations d'Etat, long terme]. Depuis 1970 : Banque de France, « Taux des emprunts d'Etat à 7-10 ans ». Base de « Séries Monétaires et Economiques », tableau MT.M.H30030.B.M.T.B.X [Obligations d'Etat à long terme, taux mensuel, moyenne trimestrielles].

15. Durée annuelle du travail pour un salarié (en heures travaillées)

Il n'existe pas de série longue continue de la durée annuelle du travail. Les données sont généralement hebdomadaires : Ministère du Travail, *Statistique rétrospective de la durée hebdomadaire du travail de 1946 à 1984*, Paris, 1985, 10 p. Nota : une durée du travail spécifique aux salariés présente une légère différence avec la productivité, PIB/heure travaillée, qui inclut tous les actifs.

Première estimation fournie pour la période 1970-1997 par : Marie-Madeleine Bordes, Christine Gonzalez - Demichel, *Marché du travail, séries longues, Op. Cit*, 1998, p 175. La série est réropolée pour la période 1950-1969 à l'aide de : O. Marchand, C. Thélot, *Le travail en France, 1800- 2000*, Paris, Nathan, 1997, p 240, qui fournit

une estimation de la durée du travail de tous les actifs pour 10 années repères entre 1949 et 1995. À partir d'une relation stable de 1,08 entre la série Marchand - Thélot et la série Bordes - Gonzalez, ont été d'abord calculées les années - repères, puis les années intercalaires en supposant une évolution annuelle constante entre deux dates. Pour 1990-1997, moyenne arithmétique de la série Bordes - Gonzalez et de la série "Durée annuelle du travail des salariés, par branche", Tableau INSEE en ligne, n°2.210a, puis série en ligne seule depuis 1998.

16. Taux de marge des sociétés non financières

Rapport entre l'excédent brut d'exploitation et la valeur ajoutée. Insee, comptes nationaux, base 2005 (%). Source : http://www.insee.fr/fr/themes/tableau.asp?reg_id=0&ref_id=NATTEF08117

17. Taux de couverture des importations par les exportations

Rapport entre la valeur des exportations et celle des importations (%), ensemble des biens et services (Source : http://www.insee.fr/fr/themes/tableau.asp?ref_id=NATnon08459)

18. Masse monétaire M1

Dépôts à vue, billets et pièces en circulation, en milliards de francs, valeurs en fin d'année. Nous avons complété les données en francs à partir de l'année 2000, sur la base du passif du bilan des institutions financières et monétaires hors Banque de France). Source : <http://www.banque-france.fr/economie-et-statistiques/monnaie-et-finance.html>

19. Journées de grève (journées individuelles non- travaillées) en millions

Source : Ministère du Travail, puis Ministère des Affaires Sociales. 1. *Bulletin Mensuel des Statistiques du Travail*, passim (1967-2002). Exemple : *Supplément au Bulletin Mensuel* n°95, 1982, p 124 - années 1954-1981. 2. Jean-Paul Juès, *La grève en France*, Paris, PUF, Que sais-je? 1998, p 117. 3. INSEE, *Annuaire Statistique de la France*, Annuel, tableau C02-2 depuis 1982, puis [plusieurs] séries en ligne du site en ligne du ministère du Travail, rubrique « statistiques ». Noter une césure statistique dans la série : à partir de 1982, le Ministère du Travail intègre systématiquement les grèves de la fonction publique dans le total, alors qu'il ne les incorporait pas ou irrégulièrement auparavant. Dès 2005, les statistiques annuelles relatives aux grèves sont produites par la DARES [Direction de l'Animation de la Recherche, des Etudes et des Statistiques] à partir de l'enquête ACEMO «Négociation et représentation des salariés », et non plus des données administratives issues du recensement de l'inspection du travail et des directions départementales et régionales du travail.

20. Effectifs syndiqués, total en milliers d'adhérents

Données recalculées par les auteurs suivants à partir des déclarations syndicales [8 à 9 timbres mensuels de cotisation annuelle acquittés par les adhérents] : D. Labbé, *Syndicats et syndiqués en France depuis 1945*, Paris, L'Harmattan, 1996, p 132, puis : D. Andolfatto, *Les syndicats en France*, La Doc. Franç. 2004, 172 p. Etudes de la Documentation Française, n°5188, p 165 et suivantes. Actualisation avec le site en ligne du ministère du Travail, rubrique « statistiques », série 2008.04-16.1_graf_1.xls

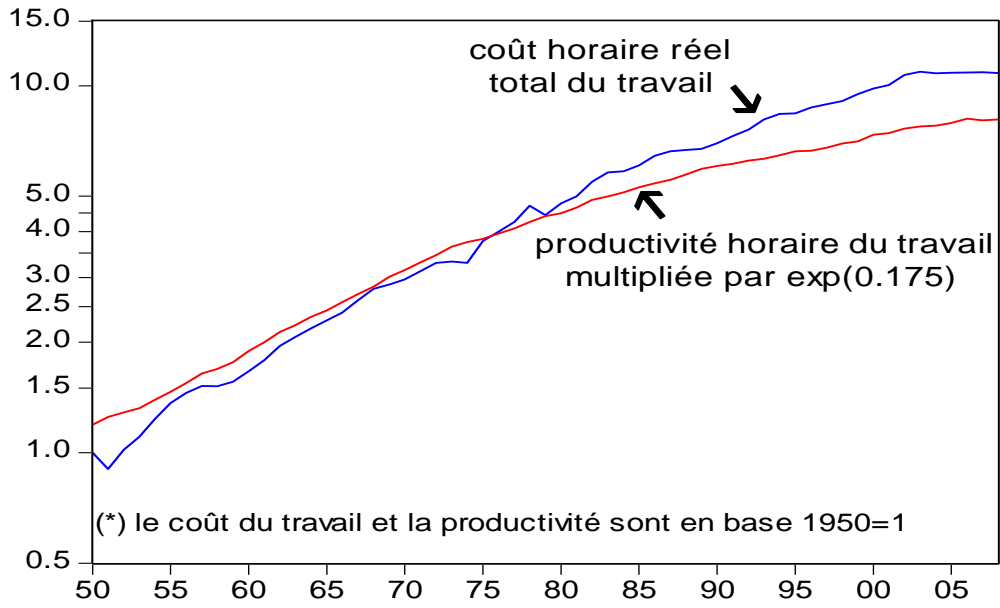


Figure 1 - Coût horaire réel du travail et productivité horaire du travail

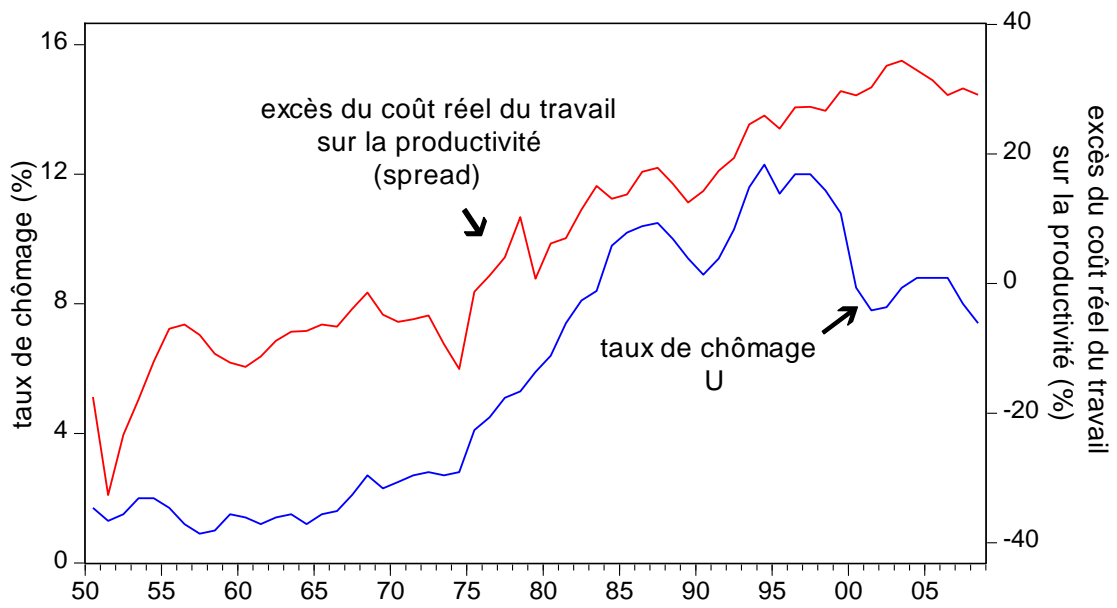


Figure 2 - Taux de chômage et excès du coût réel total du travail sur la productivité horaire du travail

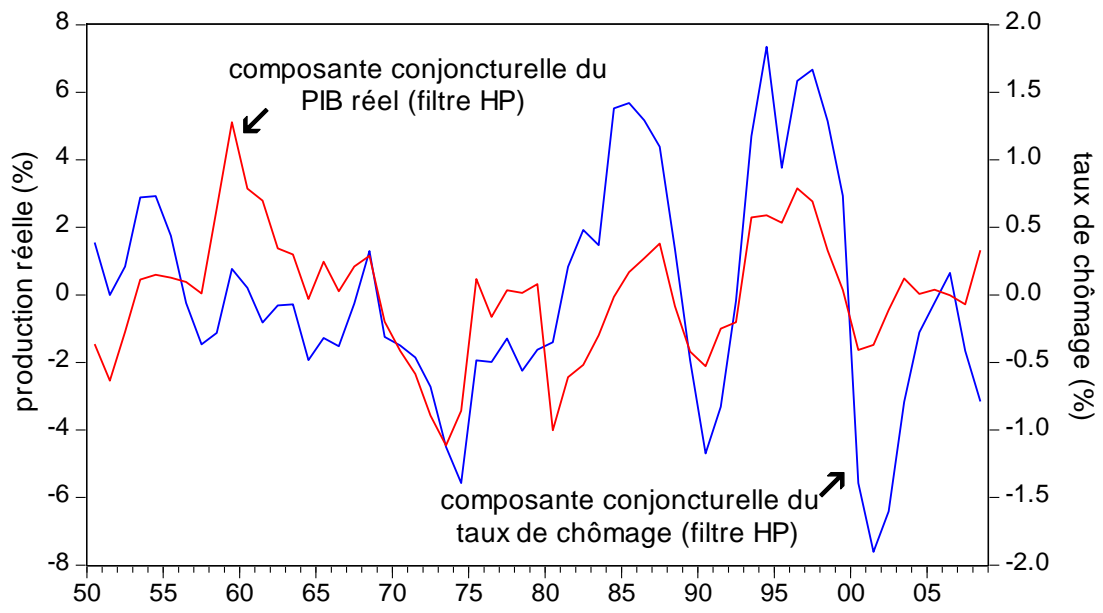


Figure 3 - Composantes conjonctuelles du taux de chômage et de la production réelle

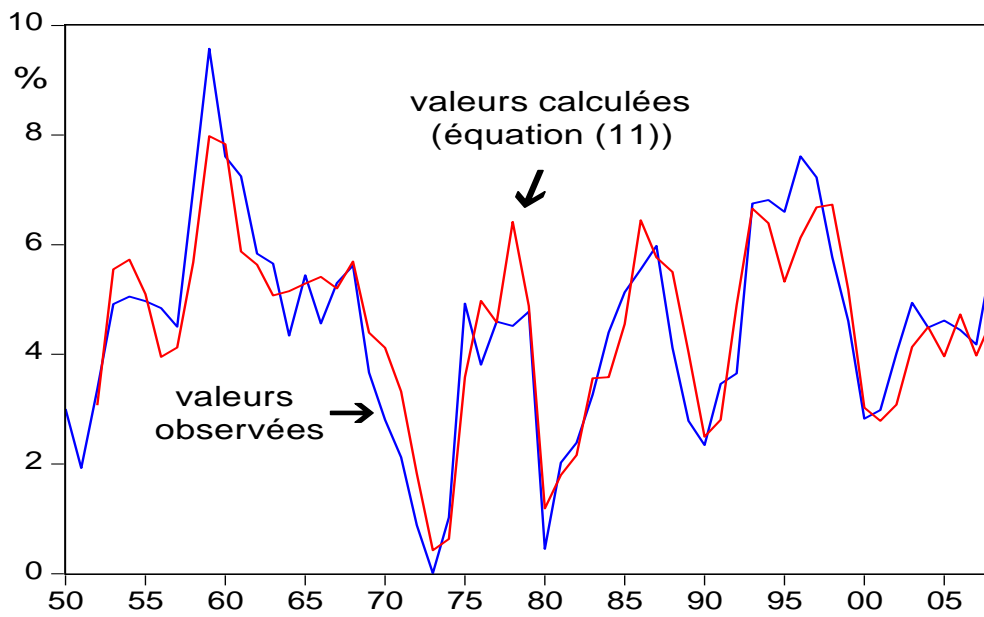


Figure 4 - Marge de production disponible : valeurs observées et calculées

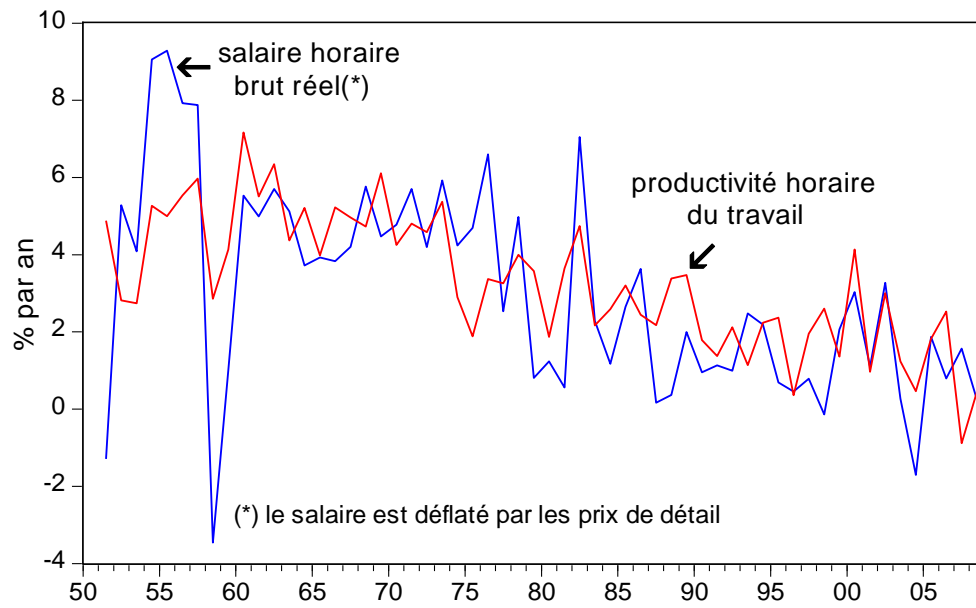


Figure 5 - Taux de variation comparés du salaire horaire brut réel et de la productivité horaire du travail

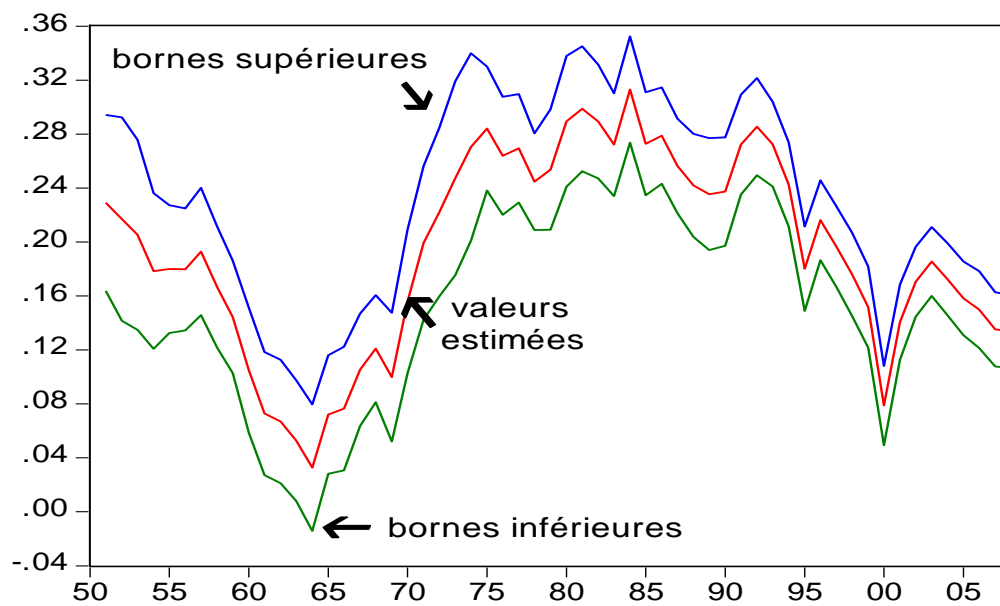


Figure 6 - Valeurs estimées du coefficient alpha d'après les équations d'état (9) du taux de chômage

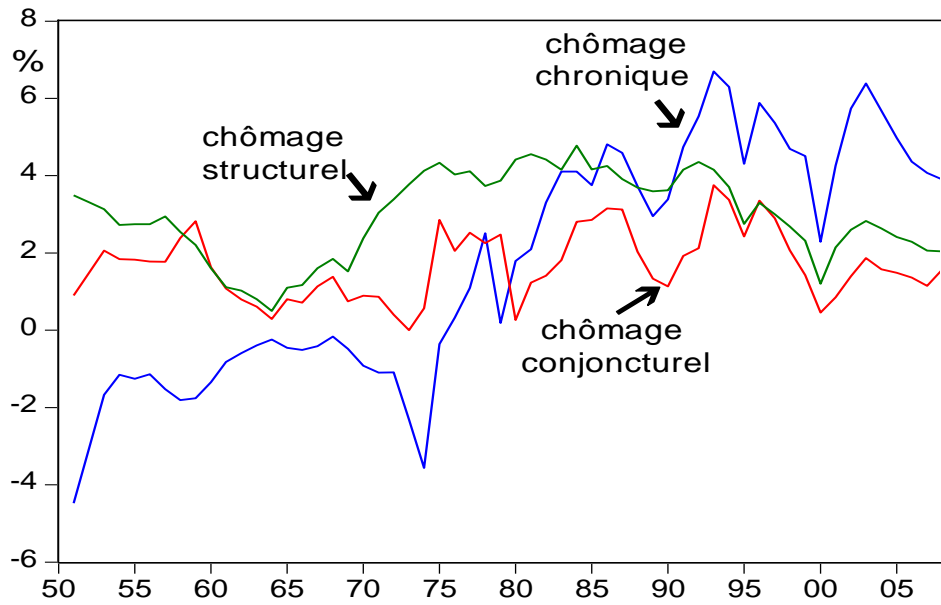


Figure 7 - Valeurs estimées des composantes chronique, conjoncturelle et structurelle du chômage d'équilibre

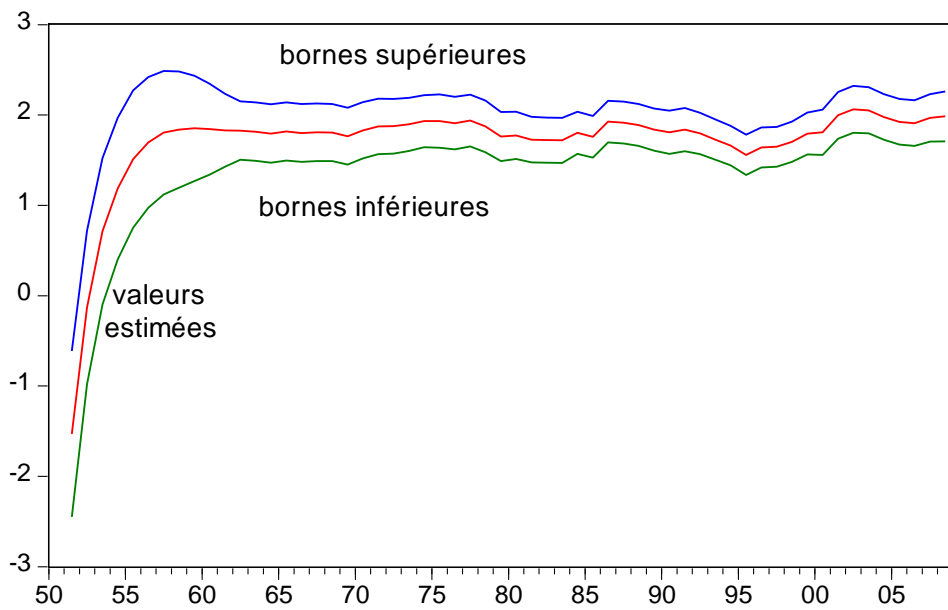


Figure 8 - Valeurs du coefficient omega estimées d'après les équations d'état (19) du taux de salaire

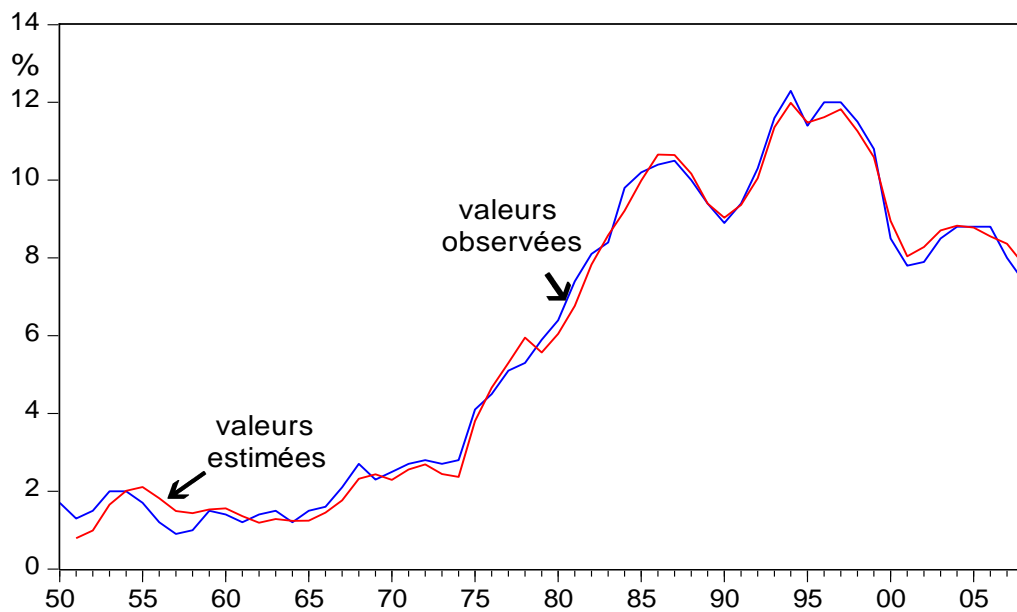


Figure 9 - Taux de chômage : valeurs observées et valeurs estimées d'après l'équation de mesure (8)

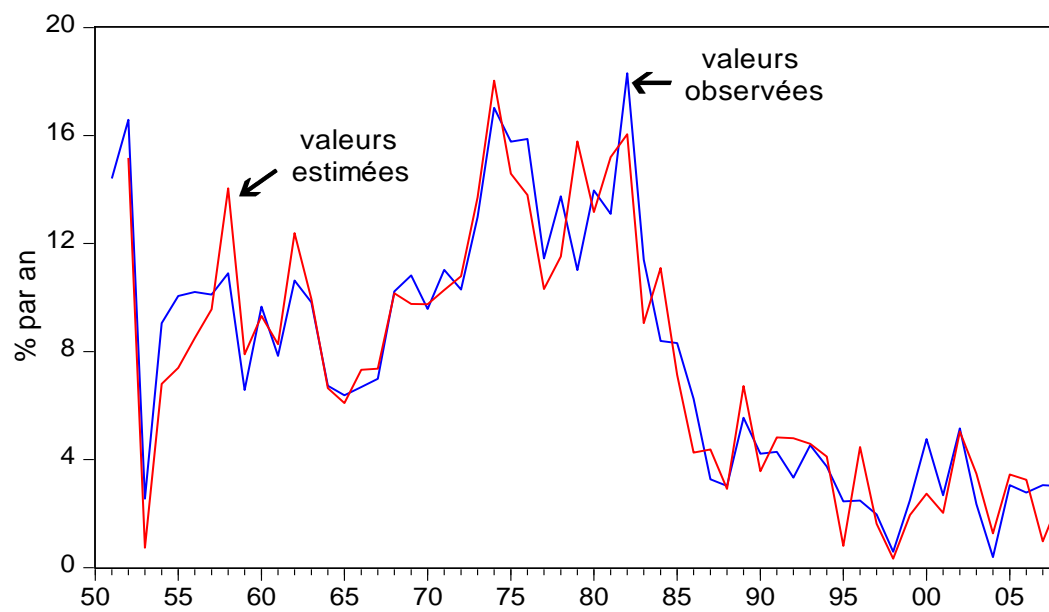


Figure 10 - Taux de variation du taux de salaire brut et taux de variation des valeurs estimées d'après l'équation de mesure (18)