

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

Résumé – Le but de cet article est de représenter les évolutions macroéconomiques du taux de chômage et des salaires en France sur la période 1950-2008 dans le cadre théorique du modèle WS-PS. Moyennant des hypothèses complémentaires, on montre que le chômage d'équilibre a une composante *chronique* caractérisée par un excès du coût horaire réel total du travail par rapport à la productivité, une composante *conjoncturelle* caractérisée par la marge de production disponible (conforme à la loi d'Okun), et enfin une composante *structurelle* incluant les facteurs frictionnels et technologiques, caractérisée par une variable d'état stochastique. Les coûts sociaux associés au sous-emploi impliquent que le taux de chômage observé ne s'ajuste que progressivement sur sa valeur d'équilibre, cette dernière dépendant du degré de rigidité de l'emploi qui varie suivant les dates. L'équation des salaires est une moyenne pondérée des équations WS et PS, ces dernières traduisant respectivement les exigences des salariés et des employeurs dans la fixation des salaires et des prix. Il en résulte que la productivité du travail, le niveau des prix, le taux de marge des entreprises et le taux de chômage sont les principaux facteurs des salaires. Au plan de la méthodologie économétrique, nous proposons une représentation simultanée du chômage et des salaires fondée sur un modèle espace-état, l'estimation de ce système étant effectuée suivant le filtre de Kalman. Ce dernier permet l'introduction d'une variabilité temporelle des paramètres caractérisant la sensibilité des salaires et des prix par rapport au taux de chômage, cette sensibilité traduisant le degré de rigidité de l'emploi qui dépend de changements institutionnels.

Dans ce cadre d'analyse, les composantes estimées du chômage d'équilibre indiquent que le chômage chronique est négligeable jusqu'en 1974, date à laquelle il se développe pour atteindre un maximum de 7.5% en 1993, pour ensuite diminuer jusqu'à presque 2% en 2008. La composante conjoncturelle est naturellement caractérisée par de nombreux minimas et maximas au cours de la période, allant de 0 en 1973 à 6.4% en 1993, sa valeur étant de l'ordre de 2% en 2008. La composante structurelle est plus lisse que les précédentes et évolue entre 0.5% et 2.5%. Enfin, la spécification retenue indique un ajustement progressif du chômage observé par rapport au chômage d'équilibre, le délai moyen d'influence estimé étant de l'ordre de 3,3 années. Concernant la dynamique des salaires nominaux, elle apparaît effectivement déterminée par le niveau des prix et celui de la productivité (avec des élasticités quasi unitaires), par le taux de marge des entreprises (signe négatif), et par le taux de chômage avec une sensibilité variable suivant les dates, ce résultat devant notamment être relié à l'évolution du pouvoir syndical observé au cours de la période. Même si les résultats suggèrent un équilibre dans le pouvoir de négociation des salariés et des employeurs en moyenne sur l'ensemble de la période, on observe une nette prépondérance des salariés jusqu'au début des années 80, suivie d'une légère prépondérance patronale vers le milieu des années.

Cliometrics of unemployment and wages in France, 1950-2008

Abstract - From a macroeconomic perspective, this paper aims to represent the dynamics of the unemployment rate and the wage rate in France over the period of 1950-2008. In accordance with the WS-PS theoretical model and subject to complementary hypothesis, we show that the equilibrium rate of unemployment is made of a *chronic* component due to an excess of real wages compared to the labor productivity, by a *conjunctural* component characterized by the output gap (as like the Okun law) and by a *structural* component including 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 degree of rigidity of employment which is time varying. 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 prices 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 methodology allowing for the introduction of time varying parameters 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 3.3 years. The estimated components of the equilibrium unemployment rate indicate that the chronic component is negligible until 1974, but increases since that date to get a maximum of 7.5% in 1993, then decreasing to reach about 2% in 2008. The conjunctural component exhibits numerous minima and maxima during the period from zero in 1973 to 6.4% 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 2.5%. The dynamics of wages depend of the levels of prices and of the productivity with elasticities equal to unity, on the margin of companies and on the rate of unemployment with a sensibility which is time varying perhaps due to the evolution in the trade union power during the period. 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

Février 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. 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 une représentation simple et *simultanée* des évolutions historiques des salaires et du taux de chômage qui soient en accord avec la théorie économique. Cette dernière se réfèrera 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* ». La courbe de Phillips³ traduit empiriquement en termes de variations des salaires nominaux l'hypothèse suivant laquelle les salariés sont d'autant moins en mesure de négocier des *hausses 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. Email : chelinimp@noos.fr

² IPAG Business School (Paris) et EconomiX (UMR CNRS, Université de Paris Ouest Nanterre La Défense)
Email : georges.prat@u-paris10.fr

³ Voir Phillips (1958).

unemployment).⁴ Les équations de Phillips ont fait l'objet de nombreuses estimations pour les pays industriels.⁵ 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, la courbe de Phillips a fait l'objet de nombreuses critiques.⁶ En premier lieu, sur le plan empirique, cette relation 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.⁷ 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 (Cotis et al. 1996). En troisième lieu, la prise en compte des anticipations d'inflation ainsi que de la politique monétaire conduisent à perturber la relation entre les variations de salaires et de chômage.⁸ Enfin, d'après la théorie microéconomique, les salariés poursuivent au cours des négociations un objectif en termes de *niveau* de salaire réel et non en termes de *taux de croissance* des salaires comme cela est suggéré par la courbe de Phillips.

Dans les années 1980, le modèle WS-PS (Layard et Nickel (1985), Layard, Nickel et Jackman (1991)) est d'une toute autre nature et peut dans une certaine mesure être vu comme une réponse aux critiques adressées à la courbe de Phillips. Le cadre est celui de la recherche d'un équilibre avec imperfection des mécanismes concurrentiels sur le marché du travail et le marché des biens, les équations faisant intervenir les niveaux des variables (prix, salaires, emploi). L'équation des prix PS (*Price-Setting*) caractérise une relation *croissante* entre les niveaux du salaire réel et du chômage tandis que l'équation de salaire WS (*Wage-Setting*) établit une relation *décroissante* entre ces deux variables ; d'autres variables mesurant divers aspects conjoncturels ou structurels du marché du travail peuvent être introduits pour expliquer les prix ou les salaires. Au cours des années 1990, un nouveau fait stylisé portant sur la relation salaires -

⁴ 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.

⁵ Voir le survol donné dans Sterdyniak et al. 1997.

⁶ Voir notamment Sterdyniak et al. (1997), Le Bihan et Sterdyniak (1998) ainsi que Heyer et Timbo (2002).

⁷ Voir notamment Collard et Hénin (1993).

⁸ 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 »). Une autre raison peut perturber la courbe de Phillips et tient à la « règle de Taylor ». D'après cette règle, la Banque Centrale poursuit *simultanément* une politique monétaire de contrôle de l'inflation et de minimisation de « *l'output gap* », ce qui indirectement (cf. la « loi d'Okun »), implique la volonté de contrôler à la fois le taux d'inflation et de chômage. Autrement dit, toute politique monétaire basée sur cette règle contrarierait l'existence d'une courbe de Phillips, puisque cette dernière implique un arbitrage entre l'inflation et le chômage.

chômage a 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%.⁹ 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 où de l'équation WS¹⁰ : 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 complexe entre le taux de salaire et le taux de chômage faisant intervenir d'autres phénomènes, dont notamment la productivité.

Situé dans le cadre général du modèle WS-PS, et moyennant des hypothèses additionnelles concernant le salaire de réservation et les facteurs conjoncturels et structurels présents dans ce modèle sans toutefois être explicités par ce dernier, cet article propose un système comprenant une équation du taux de chômage et une équation du taux de salaire, auxquelles sont associées des équations d'état traduisant le degré de rigidité de l'emploi à une date donnée. On montre ainsi que le taux de chômage observé tend à s'ajuster sur le taux de

⁹ Cette élasticité est observée pour de nombreux pays sur la période 1980 -1994.

¹⁰ Sauf que les spécifications sont très différentes, puisque la *wage curve* et l'équation WS font intervenir le niveau des salaires réels tandis que le taux de variation du salaire nominal moyen intervient au départ dans la courbe de Phillips.

chômage d'équilibre comprenant trois composantes. La première traduit un chômage de type *chronique*, résultant de l'excès du coût réel du travail par rapport à la productivité.¹¹ La seconde composante traduit un chômage de type *conjoncturel*, représenté par un terme proportionnel à la marge de production disponible, cette dernière étant elle-même être liée à des facteurs observables représentant 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 dernière composante traduit un chômage *structurel* pouvant être rapproché du concept de chômage « naturel »¹², sans toutefois se confondre avec ce dernier ; ce type de sous-emploi est supposé capturer des facteurs frictionnels et technologiques, sa dynamique étant représentée par une variable d'état stochastique. L'équation du taux de salaire suppose quant à elle que ce dernier est déterminé à une date donnée par une moyenne pondérée des exigences des salariés et des entreprises en terme de salaire réel, ces exigences étant décrites respectivement par les équations WS et PS. 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. L'exercice cliométrique présenté ci-après cherche ainsi à éclairer simultanément l'histoire du chômage et des salaires en France depuis 1950¹³ à l'aide à la fois de la théorie économique et d'une technique économétrique adaptée - le filtre de Kalman – permettant de représenter la variabilité temporelle du rôle joué par le chômage en tant que variable d'ajustement entre les prix et les salaires dans le système WS-PS.

Dans cette perspective, la partie 2 rappelle le cadre théorique général donné par le modèle WS-PS et présente les données statistiques qui ont été utilisées dans cet article. Les parties 3 et 4 sont respectivement consacrées aux représentations espace-état retenues du taux de chômage et du taux de salaire déduites du système WS-PS auquel des hypothèses complémentaires sont

¹¹ Nous reprenons ici le qualificatif de chômage *chronique* utilisé par Allais (1971, p. 502). Ce type de sous-emploi doit s'entendre comme renvoyant à l'existence d'une rigidité à la baisse des salaires générant une offre de travail excédentaire.

¹² Tel qu'il a été défini par Milton Friedman, le taux de chômage naturel correspond au taux de chômage d'équilibre - attribuable en principe au chômage volontaire et frictionnel - vers lequel tend une économie de croissance. Les valeurs estimées de ce « taux de chômage de plein emploi » sont généralement comprises entre 3% et 5% (voir par exemple Weiner (1993) et pour la France Heyer et Timbo (2002)). Comme l'ont montré Estrella et Mishkin (1998), bien qu'ils soient assez souvent confondus, le taux naturel doit être distingué du NAIRU (*Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*). Les valeurs estimées de ce dernier sont généralement plus élevées que celles du taux naturel. 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)).

¹³ Le sujet a fait l'objet d'un bon nombre de travaux depuis les années 1960. Pour les aspects plutôt théoriques, le lecteur pourra se référer à Von Mises (1958), Phelps (1968), Tobin (1972), et plus récemment à Villa (1994). Pour les aspects plus empiriques, on peut se référer à Fitoussi (1973), Marczewski (1977), Schor (1985), Cahuc et Zylberberg (1996), Salanié (2000), Gérard-Prenveille (2003), Beffy et Langevin (2005).

adjointes. La partie 5 présente la méthode d'estimation simultanée des équations du taux de chômage et du taux de salaire avec le filtre de Kalman ainsi que les résultats obtenus sur la période 1950-2008. Enfin, la partie 6 donne les conclusions.

2 - Le modèle chômage-salaires : cadre théorique et données statistiques

L'approche proposée a pour but une représentation simultanée du taux de chômage et des salaires nominaux en France sur la période 1950-2008. Après avoir rappelé le cadre théorique général du système WS-PS (§2.1), nous présenterons les séries statistiques utilisées dans cet article (§2.2).

2.1 – Rappel du modèle WS-PS

Le modèle WS-PS intègre l'imperfection des mécanismes concurrentiels sur le marché du travail (Layard et Nickel (1985), Layard, Nickel et Jackman (1991)). Ce modèle repose sur la considération explicite des négociations entre salariés et employeurs et permet de montrer que la valeur du taux de chômage d'équilibre est plus élevée que celle du taux de chômage « naturel » ou « structurel » défini ci-dessus. L'équation du taux de salaire WS (*wage setting*) établit une relation croissante entre le salaire réel et l'emploi (i.e. *décroissante* entre le salaire réel et le chômage¹⁴), d'autres variables représentant divers aspects conjoncturels ou structurels du marché du travail pouvant influencer les salaires désirés par les salariés. Pour un salaire de réservation donné, l'exigence des salariés croît avec les prélèvements sociaux et diminue avec l'importance du chômage. Le salaire réel brut désiré par les salariés est décrit par l'équation WS suivante où les logarithmes des variables sont considérés excepté pour le taux de chômage et les taux de prélèvements sociaux)¹⁵ :

$$s_t - p_t = [s_t^R - p_t] + cs_t - k_{1t} U_t + fs_t \quad k_{1t} > 0 \forall t \quad (1)$$

avec :

s_t : niveau du salaire brut

p_t : niveau des prix

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

¹⁴ Notons ici que le signe de cette relation est conforme à celui des « *wage curves* ».

¹⁵ Nous nous inspirons ici quelque peu de la présentation pédagogique du modèle WS-PS faite par Simonnet (2008).

cs_t : *taux* de prélèvement social supporté par les salariés (par rapport aux salaires nets)

fs_t : facteurs influençant les salaires, autres que les prix, le chômage et les prélèvements sociaux

k_{1t} : sensibilité 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 des entreprises qui sont supposées maximiser 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 chômage¹⁶, d'autres variables représentant divers aspects conjoncturels ou structurels du marché du travail pouvant intervenir, dont le taux de marge des entreprises. En outre, les employeurs répercutant les prélèvements sociaux sur leurs prix, le niveau des prix est alors décrit par l'équation PS que l'on peut écrire sous les deux formes équivalentes suivantes:

$$p_t = s_t + ce_t - \pi_t - k_{2t}U_t + fp_t \quad k_{2t} > 0 \forall t \quad (2)$$

ou encore $s_t - p_t = -ce_t + \pi_t + k_{2t}U_t - fp_t$

avec :

p_t : niveau des prix

ce_t : *taux* de prélèvement social supporté par les entreprises (par rapport aux salaires nets)

π_t : productivité du travail

fp_t : facteurs influençant les prix autres que les salaires, les prélèvements sociaux, la productivité et le taux de chômage. NB : *le taux de marge des entreprises* txm_t est a priori inclus dans les facteurs fp_t

k_{1t} : sensibilité des prix 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

¹⁶ Cette relation est conforme à la « loi de Rueff » établissant une corrélation positive entre salaire réel et 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.

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_{1t} et k_{2t} 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.¹⁷ 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
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

¹⁷ Pour les analyses historiques des salaires sur longue période, voir notamment Bayet (1997), Boyer (1978) et Chélini (2013).

Les séries de la comptabilité nationale sont initialement exprimées en francs¹⁸ puis converties en euros.¹⁹ Les autres séries sont exprimées en indices ou en unités. La plupart des séries 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'homogénéité historique des séries 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.²⁰

Concernant les salaires et les cotisations sociales, l'INSEE a publié récemment des séries longues du *salaire 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.²¹ Sur la base de ces séries, nous avons calculé trois indicateurs : (i) le *salaire 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 *salaire 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 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*).²²

¹⁸ 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

¹⁹ 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.

²⁰ Sur les cinquante huit années couvertes par la période, rares sont les séries sans changement d'année de base ou de champ de définition. Dans la plupart des cas, il faut assurer le raccordement entre les années 1950-70 et les années 1970- 2008. La base actuelle (2000) ne pose pas ce type de problème.

²¹ Voir Annexe 1.

²² 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 .

3 - Représentation du taux de chômage

Nous montrons que, sous certaines hypothèses, les facteurs chroniques, conjoncturels et structurels du chômage évoqués ci-dessus peuvent être représentés dans le cadre du modèle WS-PS. Les équations (1) et (2) permettent de déduire la valeur du *taux de chômage d'équilibre* $\bar{U}_t$ satisfaisant simultanément ces deux équations²³:

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

$$\text{avec } \alpha_t = 1/(k_{1t} + k_{2t}) \quad \text{et} \quad f_t = fs_t + fp_t$$

L'équation (3) montre que le chômage d'équilibre dépend de l'écart entre le salaire réel de réservation augmenté des charges sociales totales ($s_t^R + cs_t + ce_t - p_t$) et la productivité du travail (π_t), ainsi que de divers facteurs conjoncturels et structurels des salaires et des prix (dont le taux de marge des entreprises) non explicités par les équations (1) et (2) mais dont l'existence est indiquée par la variable f_t . Concernant le coefficient $\alpha_t = 1/(k_{1t} + k_{2t})$, sa valeur est d'autant plus petite que la somme des sensibilités k_{1t} et k_{2t} 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 salaires et les prix au cours des négociations.²⁴ 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.²⁵

²³ 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 al. (1998), Lavoie (2000) suggère que, si l'équation WS est bien une équation de comportement, l'équation PS traduirait en bonne partie une identité comptable, car l'équation $s_t - p_t = \pi_t + U_t + ct$ (où t est une variable de trend) peut se déduire de la comptabilité nationale (cf. équation (2) p.1480 de l'article). En fait, nos indicateurs ne valident pas cette équation PS simplifiée (même en y ajoutant une constante ou autre variable macro caractérisée par un trend) : le coefficient du taux de chômage a une valeur négative et le DW indique une très forte auto-régressivité des résidus. En tout état de cause, sans doute les équations WS et PS n'ont-elles tout leur sens que considérées d'une manière *simultanée*, puisqu'elles traduisent des négociations, et c'est ce qui justifie le concept de taux de chômage d'équilibre.

²⁴ 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.

²⁵ 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.

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, la solution habituelle suivie dans la littérature consistant 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 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 aussi l'écart relatif entre les valeurs réelles de ces deux salaires.

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, soit

$$f_t = b_2 \Delta Q_t + f_o \quad b_2 > 0 \quad f_o > 0 \quad (5)$$

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

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

avec $b = b_1 + b_2$ et $u_o = f_o - \sigma_o \quad u_o > 0$

La grandeur $(s_t + cs_t + ce_t - p_t) - \pi_t$ correspond à l'excès du coût réel total du travail par rapport à la productivité 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*²⁶, alors que la constante u_o traduit l'ensemble des facteurs structurels du taux de chômage.

Le modèle WS-PS permet de définir un taux de chômage d'équilibre $\bar{U}_t$ donné par (3). Cependant, en raison des coûts de collecte des informations sur les emplois vacants, des coûts de mobilité et des coûts sociaux associés au chômage dont notamment les allocations versées aux chômeurs, le taux de chômage observé peut persister et ne s'ajuster que progressivement à sa valeur d'équilibre. Cet ajustement peut être classiquement caractérisé par un processus adaptatif :

$$U_t = \lambda U_{t-1} + (1-\lambda)\bar{U}_t \quad 0 \leq \lambda \leq 1 \quad (9)$$

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.²⁷ En reportant (3) dans (9), et en ajoutant un bruit blanc ε_t de distribution $N(0, \sigma_{\varepsilon}^2)$, on obtient l'équation suivante du taux de chômage *observé*²⁸ :

$$U_t = \lambda U_{t-1} + (1-\lambda)\alpha_t [\text{spread}_t + b \Delta Q_t + u_o] + \varepsilon_t^u \quad (10)$$

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

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 $\bar{U}_t$, 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

²⁶ 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.

²⁷ Notons que le modèle adaptatif est un cas particulier du modèle à correction d'erreur.

²⁸ Le passage de l'équation d'équilibre (6) à l'équation (10) est le résultat classique d'une « transformation de Koyck ». Notons par ailleurs que les valeurs retardées des variables spread_t et ΔQ_t se sont révélées non significatives.

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

$$\alpha_t = \alpha_{1t} + \alpha_o \quad (11a)$$

$$\alpha_{1t} = \gamma_0^u + \gamma_1^u \alpha_{1t-1} + \eta_t^u, \quad 0 \leq \gamma_1^u \leq 1 \quad (11b)$$

où η_t^u est un bruit blanc $N(0, \sigma_{\eta^u}^2)$ supposé indépendant des erreurs ε_t^u de l'équation (10).

Suivant la méthodologie du filtre de Kalman, les équations (10) et (11) représentent respectivement *l'équation de mesure* et *l'équation d'état* du taux de chômage.

Suivant l'équation (10), 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 *conjoncturel*), et enfin de facteurs *structurels* regroupant les facteurs « frictionnels », « technologiques ». ²⁹ Examinons à présent ces différents facteurs et leurs évolutions historiques.

Concernant le chômage chronique, on voit que ce ne sont pas les seuls salaires réels qui interviennent dans la détermination du chômage d'équilibre mais ces derniers augmentés de toutes les cotisations sociales (coût horaire réel du travail). La pertinence de cette variable paraît directement intuitive car, d'une part, c'est le coût du travail qui intervient dans le comportement des entreprises, et d'autre part, les salariés bénéficient dans leur ensemble de la protection sociale correspondant au versement des prélèvements sociaux. Il importe de souligner ici que lorsque la variable *spread_t* est estimée avec le *salaire horaire net* (excluant tous les prélèvements sociaux) ou avec le *salaire horaire brut* réel (lequel inclut les charges payées par les salariés mais exclut les charges patronales), l'équation du chômage (10) est infirmée dans le premier cas et imparfaitement validée dans le second cas, car la tendance haussière du chômage à partir de 1974 n'est qu'imparfaitement représentée par le modèle, ceci quel que soit l'indice de prix utilisé. Autrement dit, *aussi longtemps que nous n'incluons pas inclus toutes les charges*

²⁹ 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 conjoncturel. Avouons que l'approche empirique proposée dans cet ouvrage pour mesurer ces différentes catégories de chômage nous est apparue comme arbitraire et n'emporte pas la conviction.

salariales, le modèle représente mal l'évolution du chômage.³⁰ Le taux global de cotisation a en effet 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 environ 70% à la fin des années 90.³¹ Dans la mesure où d'un point de vue théorique, le *coût horaire total du travail* est *a priori* le concept pertinent, ces constats ne peuvent que conforter la validité du modèle. Il convient d'ajouter que la qualité de l'estimation de l'équation (10) tient aussi au choix de l'indice de prix retenu pour déflater le *coût horaire total du travail*, les prix de gros conduisant à des résultats de qualité très supérieure par rapport aux prix de détail ou au déflateur du PIB. Ce résultat semble assez intuitif dans la mesure où les prix de gros traduisent mieux les coûts d'une entreprise, les prix de détail concernant les dépenses des consommateurs (le déflateur du PIB se rapporte à la production globale incluant les échanges avec l'extérieur et les activités des administrations publiques). Concernant l'interprétation théorique de la variable $spread_t$, la rigidité à la baisse du coût réel du travail peut être le résultat soit de *salaires administrés* (conventions collectives), soit de comportements endogènes comme le prévoient la théorie du *salaire d'efficience* (Shapiro et Stiglitz, 1984), le modèle *Insider-Outsider* (Lindbeck et Snower, 1989) et la théorie des *contrats implicites* (Azariadis, 1975)³², soit enfin à des *charges sociales trop élevées* en raison d'une pression sociale exogène au modèle (syndicats,...). Lorsque l'équilibre concurrentiel est réalisé, l'excès du coût réel du travail par rapport à la productivité est nul de sorte que l'offre de travail des salariés égalise la demande de travail des entreprises et il n'y a donc pas de chômage chronique. Par contre, tout excès 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, ce qui génère une « tension » sur le marché du travail. Par ailleurs, il importe de noter ici que, d'après la théorie, le coût du travail doit en principe être comparé à la productivité *marginale* du travail. Or, 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 retenue³³, de sorte qu'il est possible, moyennant une

³⁰ 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 la qualité de la main-d'œuvre et donc la productivité.

³¹ 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.

³² Pour une approche empirique des rigidités de salaires dans les pays de l'OCDE, le lecteur pourra se reporter utilement à Bonnet (1997).

³³ 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

simple correction, de remplacer la première par la seconde.³⁴ La **figure 1** donne les évolutions comparées entre le coût horaire réel total du travail $CRT_t = CHT_t / PG_t$ (salaire et charges sociales/ prix de gros) et la productivité marginale du travail approximée par la grandeur $\exp^\theta \Pi_t$ avec $\theta = 0.049$ où Π_t est la productivité horaire moyenne du travail.³⁵ On constate un écart grandissant entre les deux grandeurs après le choc pétrolier de 1973, le coût horaire réel du travail croissant plus vite que la productivité horaire³⁶, l'écart diminuant à partir du début des années 2000 en raison principalement d'une stabilisation du coût réel du travail. La **figure 2** montre qu'à partir de 1974, à la fois le taux de chômage (U_t) et l'excès relatif du coût réel du travail par rapport à la productivité marginale ($spread_t = 100 \log \frac{CRT_t}{\Pi_t} - 4.9\%$) connaissent un décrochage de tendance à la hausse. La variable $spread_t$ oscille autour d'une valeur nulle jusqu'en 1973, avant d'entamer une tendance haussière qui ne se retournera qu'après avoir atteint un maximum en 2003.³⁷ Ces évolutions s'accordent avec le constat souvent fait dans la

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.

³⁴ 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 $\log \frac{CRT_t}{\Pi_t} = \log \frac{CRT_t}{F'_{L,t}} + \log a$,

de sorte que la grandeur $\log \frac{CHT_t}{\Pi_t} - \log a$ représente en théorie l'écart relatif entre le coût horaire réel du travail et

la productivité marginale du travail. Cependant, compte-tenu de l'arbitraire du choix de la base 1950=1 pour les indices du salaire réel et de la productivité moyenne, la grandeur $\log \frac{CHT_t}{\Pi_t} - \log a$ ne représente l'écart relatif

effectif entre le coût horaire réel du travail et la productivité marginale du travail qu'à une constante près notée ϕ traduisant l'arbitraire du choix d'une même année de base=1 pour les indices de coût horaire réel et de productivité.

³⁵ On a $\theta = \phi - \ln a$, où a est l'élasticité de la production par rapport au niveau de l'emploi, le paramètre de calage

ϕ capturant quant à lui le caractère arbitraire d'une valeur nulle de $\log \frac{CRT_t}{\Pi_t}$ en 1950 résultant d'une base égale à

l'unité pour les indices CRT_t et Π_t (voir note précédente). Cette constante a été fixée de manière à ce que la valeur moyenne de θ soit nulle sur la période 1950-65 pendant laquelle le taux de chômage moyen est très faible (environ 2%). On trouve $\theta = 4.9\%$.

³⁶ Sur ce point, voir notamment Baron et al. (2003).

³⁷ Le maximum de 47% est sans doute exagéré par rapport à la réalité. Une explication est que l'indicateur de productivité ne concerne pas uniquement les salariés des secteurs privé et semi-public concerné par les salaires, puisqu'il est fondé sur l'ensemble du PIB. Nous espérons néanmoins que cet indicateur constitue un proxy valable

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 2000.³⁸

[insérer figure 1]

[insérer figure 2]

Suivant l'équation (10), il existe un chômage de type *conjoncturel* lié au niveau de l'activité économique. 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* »³⁹, 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 (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.⁴⁰ 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]

Bien que paraissant intuitive, l'hypothèse (4) ne peut être empiriquement vérifiée, puisque le salaire de réservation n'est pas directement mesurable. Par contre, 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 (6) capture des facteurs conjoncturels contenus dans f_t bien que non

de l'évolution de la variable $spread_t$, ce qui suppose que le rapport entre les deux secteurs considérés et le total de la production reste stable au cours de la période.

³⁸ Voir notamment Laroque et Salanié (2002) ainsi que Lannes et Pâris (2010).

³⁹ Okun (1962). Pour une analyse récente voir Blanchard et Cohen (2006).

⁴⁰ Voir ci-après, équation (8).

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.⁴¹ Les indicateurs X_{it} suivants ont été retenus, lesquels ne sont bien sûr nullement limitatifs⁴² :

txm_t : taux de marge bénéficiaire 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 anticipé⁴³

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 $\dot{m}_t$

$\dot{p}_t$: 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 :

$$\Delta Q_t = \lambda_q \Delta Q_{t-1} + (1 - \lambda_q) \sum_{i=1}^n \varphi_i X_{it} + (1 - \lambda_q) \varphi_0 + \varepsilon_t^q \quad 0 \leq \lambda_q \leq 1 \quad (7)$$

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

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

⁴¹ 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.

⁴² 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.

⁴³ Le taux d'inflation anticipé $\dot{p}_t^e$ 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 : $j_t = \frac{1.05}{(14.76)} \dot{p}_t^e + \frac{2.26}{(5.71)}$, $\bar{R}^2 = 0.789$ avec $\dot{p}_t^e = 0.83 \dot{p}_{t-1}^e + 0.17 \dot{p}_t$ ($\dot{p}_0^e = 5\%$ en 1950), et $\dot{p}_t = 100 \log(PC_t / PC_{t-1})$.

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 erreurs⁴⁴, et en retenant les retards optimaux sur les variables exogènes, les résultats obtenus sont les suivants :

$$\begin{aligned} \Delta Q_t = & \underset{(5.16)}{0.616\Delta Q_{t-1}} - \underset{(-5.31)}{0.784r_t} - \underset{(-3.87)}{0.291marge_t} - \underset{(-2.15)}{0.062txcouv_{t-1}} - \underset{(3.77)}{0.103\mu_{t-1}} - \underset{(3.88)}{0.127\mu_{t-2}} \\ & - \underset{(-2.46)}{0.206\dot{p}_t} + \underset{(2.87)}{0.013\dot{p}_t^2} + \underset{(5.85)}{20.76 + \varepsilon_t^q} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\bar{R}^2 = 0.744$$

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 directe 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 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 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 des valeurs du même signe que dans (8) sur l'ensemble de la période et sont en outre toujours compris dans le chenal

⁴⁴ Comme indiqué par (7), les coefficients estimés de (8) correspondent aux produits $(1 - \lambda_q)\varphi_i$, dont les signes sont donnés par les φ_i .

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 largement le seuil de 5%). La **figure 4** montre que valeurs calculées de la marge de production disponible d'après (9) représentent assez bien les principales fluctuations des valeurs observées.

[insérer figure 4]

Enfin, suivant l'équation (10), il existe un chômage *structurel* pouvant être rapproché du concept de « taux de chômage naturel » - évalué généralement entre 3% et 6% - sans toutefois se confondre avec ce dernier. 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 emploi⁴⁵, (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 du en vigueur, ce type de chômage étant en principe favorisé par un système généreux d'allocations aux chômeurs. Ce type de chômage est représenté par la variable d'état stochastique $\alpha_t u_o$ (équations (10) et (11)) pouvant s'interpréter comme un indicateur de rigidité de l'emploi, sous la condition que les valeurs estimées de α_t et u_o soient positives.

4 - Représentation du taux de salaire

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), après l'estimation de cette dernière. 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

⁴⁵ Le chômage frictionnel renvoie aux modèles de « *Job Search* » (Stigler 1962) ou aux modèles de « *Matching* » (appariement) (Pissarides 1990).

valeur du salaire à l'équilibre. L'inconvénient de cette optique est d'évacuer *de facto* le taux de chômage *observé* des facteurs du salaire, puisque le rôle de variable d'ajustement qu'il joue à tout moment disparaît à l'équilibre. Cette approche gommerait donc l'analyse du phénomène qui est à la base même du modèle WS-PS : l'ajustement des prix et des salaires par le chômage traduisant les *comportements des acteurs* au cours des négociations entre patrons et salariés. Ces dernières font intervenir à la fois le salaire réel désiré par les « *wage-setters* » et celui désiré par les « *price-setters* », ces deux grandeurs dépendant du taux de chômage observé:

$$\text{WS} : (s_t - p_t) = [s_t^R - p_t] + cs_t - k_{1t} U_t + fs_t \quad (1)$$

$$\text{PS} : (s_t - p_t) = -ce_t + \pi_t + k_{2t} U_t - fp_t \quad (2)$$

Dans la perspective destinée à vérifier empiriquement si le taux de chômage observé intervient effectivement comme argument dans les comportements, on peut considérer que le salaire brut réel issu de la négociation est donné à chaque date par une moyenne pondérée des valeurs désirées par les deux parties, soit :

$$s_t - p_t = \kappa(\text{WS}) + (1 - \kappa)(\text{PS}) \quad 0 \leq \kappa \leq 1 \quad (13)$$

où le paramètre κ caractérise la force relative de négociation des salariés par rapport aux employeurs : κ sera d'autant plus grand que les salariés sont en position de force. Une difficulté tient au fait que le salaire de réservation est inconnu. La productivité horaire du travail étant connue tant des employeurs que des salariés (ou de leurs représentants), on peut considérer que cette grandeur joue un rôle de référence pour indexer la valeur implicite du salaire réel de réservation au cours de la négociation⁴⁶, soit

$$[s_t^R - p_t] = \pi_t + s_o \quad (14)$$

⁴⁶ Il importe de souligner 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 (voir Layard, Nickel et Jackman (1991) ainsi que Le Bihan et Sterdyniak (1998)). Dans cette perspective, l'hypothèse traduite par l'équation (14) permet précisément de relier le salaire réel à la productivité. 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).

En reportant l'équation (14) dans (1) et les équations (1) et (2) dans (13), on obtient la valeur du salaire réel brut issu de la négociation, soit :

$$s_t = p_t + \pi_t + \kappa c s_t - (1 - \kappa) c e_t + \omega_t U_t + \kappa f s_t - (1 - \kappa) f p_t + \kappa s_o \quad (15)$$

$$\text{avec } \omega_t = [(1 - \kappa) k_{2t} - \lambda k_{1t}]$$

La relation (15) fait clairement apparaître que l'influence du taux de chômage sur les salaires sera *négatif* ($\omega_t < 0$) si, dans la négociation, 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 $(1 - \kappa) k_{2t} < \kappa k_{1t}$), et vice-versa lorsque $\omega_t > 0$ (i.e. si $(1 - \kappa) k_{2t} > \kappa k_{1t}$). La dynamique du taux de salaire nominal s_t dépend ainsi positivement du niveau des prix p_t (prix à la consommation) 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 $f s_t$ et $f p_t$. Puisque ces deux dernières catégories de facteurs dépendent des facteurs X_{it} considérés ci-dessus, on peut écrire

$$(\kappa f s_t - (1 - \kappa) f p_t) = \sum_i \nu_i X_i + y_o \quad (16)$$

où les paramètres ν_i peuvent prendre des valeurs positives, négatives ou nulles (lorsque les effets sur $f s_t$ et $f p_t$ 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 estimée suivant la méthode du filtre de Kalman. En reportant (16) dans (15), on obtient ainsi la représentation espace-état suivante du taux de salaire brut nominal :

$$s_t = d p_t + \delta \pi_t + \kappa c s_t - (1 - \kappa) c e_t + \omega_t U_t + \sum_i \nu_i X_{it} + c_o + \varepsilon_t^s \quad (17)$$

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

$$\omega_t = \omega_{1t} + \omega_o \quad (18a)$$

$$\omega_{1t} = \gamma_0^s + \gamma_1^s \omega_{1t-1} + \eta_t^s, \quad 0 \leq \gamma_1^s \leq 1 \quad (18b)$$

où ε_t^s et η_t^s sont des bruits blancs $N(0, \sigma_{\varepsilon_u}^2)$ et $N(0, \sigma_{\eta_s}^2)$ indépendants entre eux. Les équations (17) et (18) représentent respectivement l'équation de mesure et l'équation d'état du taux de

salaires. Les valeurs des coefficients d et δ ont été laissées libres, tout écart significatif par rapport à l'unité de ces paramètres pouvant s'interpréter comme une déviation par rapport à ce qui serait le résultat d'une « négociation rationnelle ». 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 effectivement lié à celui de la productivité horaire du travail : on constate notamment une même diminution tendancielle d'une ampleur comparable pour les deux variables au cours de la période.⁴⁷

[insérer figure 5]

De même que pour le taux de chômage, il était a priori possible que les salaires ne s'ajustent que progressivement sur les variables explicatives intervenant dans l'équation (17). Cependant, l'introduction de la valeur retardée du salaire à droite de cette équation s'est révélée non significative (les critères d'information augmentent fortement lorsque l'endogène retardée intervient), ce qui peut se comprendre par le fait que le salaire observé est vu ici comme un résultat des négociations. Les valeurs retardées de l'inflation et de la productivité 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.⁴⁸

⁴⁷ Le modèle WS-PS fait intervenir le même indice de prix pour l'équation WS et l'équation PS. Cette condition est bien respectée d'une part pour l'équation du chômage (10) et d'autre part pour l'équation du salaire (17), puisque ces deux équations sont déduites à la fois de l'équation WS et de l'équation PS. Cependant, on remarquera que les prix de gros interviennent dans l'estimation de l'équation du chômage (condition nécessaire pour valider d'une manière satisfaisante cette équation), le salaire apparaissant en tant que coût pour l'employeur, tandis que l'équation des salaires fait intervenir les prix de détail, le salaire apparaissant là en tant que revenu pour le salarié qui le dépense sur le marché de la consommation. Dans cette dernière équation, nous avons cherché à estimer une moyenne pondérée des indices de prix de gros et de détail, le résultat étant une pondération nulle pour les prix de gros. C'est pourquoi seuls les prix de détail ont été conservés dans l'équation (17).

⁴⁸ 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

5 - Le modèle chômage-salaires : 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)

$spread_t = 100 \cdot \log \frac{CHR_t}{\Pi_t} - 4.9\%$: écart relatif entre le coût horaire réel total du travail et la

productivité horaire du travail, avec $CHR_t = CHT_t / PG_t$, 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, valeurs décimales (série 3/série 2)

ce_t : taux des cotisations payées par les entreprises, valeurs décimales (série 4/série 2)

p_t : 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 méthodologie du filtre de Kalman (Harvey (1992), Hamilton (1994))⁴⁹, cette dernière reposant sur le critère de maximum de vraisemblance⁵⁰ :

Tableau 1 - Représentation simultanée du taux de chômage et du taux de salaire suivant un modèle espace-état

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* ».

⁴⁹ Les estimations ont été réalisées avec le logiciel EvIEWS7. Les valeurs prévues en t pour $t+1$ (« *predicted values*») des variables d'état α_t et ω_t sont considérées. Ces valeurs ne dépendent à chaque date que des valeurs passées des variables exogènes.

⁵⁰ Cette méthode permet également d'estimer la covariance contemporaine entre les résidus ε_t^u et η_t^s ($i = u, s$). Cette covariance s'étant révélée non significative, le système a été estimé en évacuant cette grandeur.

Equations de mesure

- **taux de chômage :**

$$U_t = \lambda U_{t-1} + (1-\lambda) \alpha_t [\text{spread}_t + b \Delta Q_t + u_o] + \varepsilon_t^u \quad (10)$$

- **taux de salaire:**

$$s_t = d p_t + \delta \pi_t + \kappa c s_t - (1-\kappa) c e_t + \omega_t U_t + \sum_i \nu_i X_{it} + c_o + \varepsilon_t^s \quad (17)$$

Equations d'état

- **taux de chômage :**

$$\alpha_t = \alpha_{1t} + \alpha_o \quad (11a)$$

$$\alpha_t = \gamma_0^u + \gamma_1^u \alpha_{t-1} + \eta_t^u \quad (11b)$$

- **taux de salaire:**

$$\omega_t = \omega_{1t} + \omega_o \quad (18a)$$

$$\omega_{1t} = \gamma_0^s + \gamma_1^s \omega_{1t-1} + \eta_t^s \quad (18b)$$

Concernant les équations d'état (11) et (18), nous avons tenté d'ajouter dans les parties droites des retards aux processus ainsi que différentes variables macroéconomiques observables (taux de croissance, inflation, taux d'intérêt, etc); cependant, aucune de ces variables ne s'est révélée significative.⁵¹ Quant aux valeurs initiales des coefficients α_t et ω_t , elles ont été déterminées par balayage de manière à minimiser les critères d'information (Akaike, Schwarz et Hannan & Quinn). Les valeurs estimées des paramètres sont présentées sur le **tableau 2**.

Tableau 2 - Estimation simultanée 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 (11) (i=u)</i>	<i>Equations d'état (18) (i=s)</i>

⁵¹ Précisons ici que la méthode du filtre de Kalman ne nécessite pas des tests préalables de stationnarité sur les variables observées.

γ_1^i	0.84 (9.1)	0.83 (18.4)
γ_0^i	0(*)	0(*)
α_o	0.099 (2.5)	-
ω_o	-	0(*)
c_2^i	-6.51 (-23.4)	-2.30 (-5.3)
<i>Equation de mesure (10)</i>		<i>Equation de mesure (17)</i>
λ	0.76 (39.7)	-
b	4.70 (9.1)	-
u_0	11.02(**) (57.8)	-
d	-	0.98 (19.6)
δ	-	0.87 (14.9)
κ	-	0.67 (2.6)
ν_1	-	-0.89 (3.09)
c_o	0.42 (4.4)	-
c_1^i	-27.6 (-0.0)	-8.1 (-14.9)
R^2	0.98	0.99

R_D^2	0.42	0.70
BG	0.99	0.012
$p\text{-value}$ $Arch$	0.33	0.023
$p\text{-value}$ JB	0.93	0.74
AIC	-2.91	
SC	-2.42	
HQC	-2.72	

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 trouvées pour α_{1t} et ω_{1t} sont respectivement 0.142 et -8.82. R_D^2 est le coefficient de détermination proposé par Harvey (1992) : une valeur positive indique que le modèle 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. Les lignes BG , $Arch$ et JB donnent respectivement les $p\text{-values}$ de la statistique F correspondant au test d'autocorrélation (*Breusch-Godfrey serial correlation LM test*, 2 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. AIC , SC et HQC 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* a été estimé en fixant tous les autres paramètres à leurs valeurs estimées).

La **figure 6** représente l'évolution de la valeur estimée de la variable d'état α_t (équations (11)) dont les valeurs sont en principe d'autant plus faibles que l'emploi est flexible. L'intervalle de confiance à 95% indiqué par les valeurs maximales et minimales montre que le coefficient α_t est bien 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 0.12, entre un minimum de 0.01 et un maximum de 0.24, ce qui indique des modifications substantielles du rôle joué par le chômage dans les négociations en tant que variable d'ajustement entre les prix et les salaires. La tendance haussière de α_t sur la période 1958-81 suggère un renforcement des rigidités sur le marché du travail (indexation du SMIG instituée en juillet 1952, 1958 étant une année charnière : application du traité de Rome, Vème République, Plan Pinay-Rueff d'assainissement financier assorti d'une dévaluation de 17,5 % du franc et de la création du nouveau franc, création du régime de l'assurance chômage des salariés avec l'Unedic et les Assedic). Cependant, après 1982, 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 stages, etc.).

[insérer figure 6]

Concernant les paramètres fixes de l'équation de mesure du chômage (10), le coefficient positif obtenu pour la marge de production disponible ($\hat{b} = 4.70$) est conforme au signe attendu. Quant à la valeur estimée très significative de la constante $\hat{u}_0 = 11.02\%$, ce qui est satisfaisant car cette valeur positive est une condition nécessaire à l'existence d'une composante structurelle du chômage. Enfin, le coefficient du taux de chômage retardé ($\hat{\lambda} = 0.76$) indique un délai moyen d'ajustement $\bar{T}$ du chômage à ses facteurs de l'ordre de 3.17 années ($\bar{T} = \frac{\hat{\lambda}}{1 - \hat{\lambda}} = 3.17$), valeur qui semble crédible dans la mesure où cette durée correspond 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.⁵² Les valeurs négatives obtenues en début de période (jusqu'en 1954) de la composante chronique ($\hat{\alpha}_t spread_t$) indiquent qu'elle 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 les composantes conjoncturelle et structurelle. Le taux de chômage chronique reste ensuite quasi inexistant jusqu'en 1974, période à laquelle il commence à se développer pour atteindre un maximum de 7.5% en 1993, pour ensuite diminuer, passant par un minimum de 1.4% en 2001 avant un rebond suivi d'une nouvelle baisse conduisant à une valeur proche de 2% 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 de grande amplitude avec des maxima (1975 : 4.4% ; 1985 : 5.4% ; 1993 : 6.4%) et des minima (1973 : 0 ; 1980 : 0.3% ; 1990 : 1.7% ; 2001 : 0.5%) qui sont très marqués. Quant à la composante structurelle estimée par le produit $\hat{\alpha}_t \hat{u}_0$, elle est systématiquement positive,

⁵² 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 50% : les $1 - R^2$ valent respectivement 58%, 64% et 72% pour les couples (chronique, conjoncturel), (conjoncturel, structurel) et (chronique, structurel).

conformément au signe attendu. Cette composante apparaît plus lisse que les précédentes, oscillant entre un minimum de 0.5% et un maximum de 2.5% ; 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 semblent plutôt faibles par rapport aux estimations du chômage structurel de la littérature, ce qui suggère de cette composante est surévaluée dans la littérature économique en raison du fait que son estimation est séparée de l'estimation des composantes chronique et conjoncturelle.⁵³ Sur l'ensemble de la période, les composantes chronique, conjoncturelle et structurelle du taux de chômage s'élèvent en moyenne respectivement à 2.69%, 2.39% et 1.33%. 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 les salaires nominaux, le coefficient γ_1^s de l'équation d'état (18b) représentant l'élasticité ω_t du taux de salaire par rapport au chômage est significatif et compris dans l'intervalle attendu $[0, 1]$. L'équation de mesure estimée des salaires (17) montre que valeur estimée du paramètre structurel κ est bien comprise dans l'intervalle théorique $[0, 1]$ et la valeur obtenue de 0.67 indique une domination structurelle des salariés (WS) par rapport aux employeurs (PS), en moyenne sur la période. Cependant, l'incertitude associée à l'estimation de ce paramètre montre que l'hypothèse d'égalité dans les forces respectives des salariés et employeurs reste une hypothèse tout à fait admissible en moyenne. Par ailleurs, on remarque que seul le taux de marge des entreprises s'est révélé significatif parmi les variables X_{it} ($\hat{\nu}_1 = -0.89$) : 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 (16) les variables X_{it} déterminent la différence $(\kappa f_{s_t} - (1 - \kappa) f_{p_t})$, le taux de marge intervenant avec

⁵³ 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 Timbo (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 de nos résultats, la non prise en compte du chômage chronique et d'un ajustement du chômage observé sur le chômage d'équilibre peut expliquer de tels résultats, lesquels seraient donc biaisés.

un signe qui est *a priori* positif dans fp_t . On constate également que les valeurs estimées des coefficients d et δ associés au niveau des prix et à celui de la productivité ne sont pas significativement différentes de l'unité ; ce résultat est satisfaisant, car, dans un équilibre dynamique de long terme, le salaire réel doit en principe croître au même rythme que la productivité du travail. En fait, l'estimation de (17) donnée sur le tableau 2 montre que, dans une situation où le taux de chômage se maintiendrait constant à son niveau naturel, le salaire réel croîtrait effectivement comme la productivité, pour un taux de marge des entreprises et des taux de cotisation constants.

La **figure 8** représente l'évolution des valeurs estimées de $\omega_t = [(1 - \kappa)k_{2t} - \lambda k_{1t}]$ au cours de la période (équations d'état (18) du tableau 2. L'intervalle de confiance très étroit au seuil de 5% montre une bonne précision des valeurs estimées suivant les dates. Jusqu'au début des années 1970, on constate que le poids relatif global des salariés est dominant en ce qui concerne la prise en compte du chômage dans les négociations (le sous-emploi étant défavorable au salaire), puisque les valeurs estimées de ω_t sont négatives ; cependant, cette domination apparaît de moins en moins forte puisque ω_t augmente régulièrement en intensité. A partir de 1972, le poids relatif des employeurs du point de vue de la prise en compte du sous-emploi dans la négociation devient faiblement dominant puisque ω_t prend des valeurs positives, ces valeurs croissant pour atteindre un maximum en 1979. La concurrence internationale, effectivement plus vive à partir des années 70 a probablement constitué un contre-argument de poids dans le discours patronal pouvant rendre compte d'une force accrue des employeurs dans les négociations. Mais l'importance des effectifs salariés syndiqués jusqu'à la fin des années 1980 pourrait expliquer la persistance du poids syndical pendant les négociations, la diminution du taux de syndicalisation après 1979 contribuant quant à lui à l'émergence d'un poids grandissant des employeurs. Cependant, à partir de la fin des années 1970, ω_t diminue régulièrement pour retrouver des valeurs négatives à la fin des années 1990, et cette légère progression des salariés peut être mis en relation avec la tendance à la baisse du taux de chômage à la fin des années 90.

[insérer figure 8]

Il importe de relever ici que le filtre de Kalman constitue une sorte de « boîte noire », puisque les facteurs économiques sous-jacents à la variable d'état ne sont pas à proprement parlé identifiés. Cependant, c'est précisément parce qu'on ne peut *a priori* identifier ces variables que

cette méthode a été conçue par des statisticiens reconnus pour représenter des variables latentes inobservables, ceci d'une manière endogène au modèle. En fait, l'application de cette méthode nécessite certaines conditions pour être justifiée. Tout d'abord, la variable d'état doit représenter un paramètre dont la signification est bien identifiée dans le modèle théorique, ce qui est le cas ici tant avec α_t qu'avec ω_t , ces grandeurs permettant de lever l'hypothèse forte d'un degré de rigidité constant dans le temps ; si la rigidité de l'emploi varie, estimer le modèle en supposant ces deux paramètres constants conduirait à introduire une condition non valide conduisant à un sérieux biais. Ensuite, les valeurs estimées de ces paramètres - et tout particulièrement leurs signes - doivent être en accord à la fois avec la théorie que l'on cherche à vérifier et avec l'histoire économique et les changements structurels ou institutionnels dont ils sont supposés mesurer les effets. Là encore, pour autant que l'on puisse en juger, les résultats obtenus paraissent satisfaire cette condition. En outre, le fait que les variables d'état soient représentées par des processus stochastiques AR(1) constitue un résultat endogène au modèle proposé et non une hypothèse posée 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 pas vraiment étonnant dans la mesure où un bon nombre de phénomènes macroéconomiques peuvent être approximés par un processus stochastique AR(1). Soulignons enfin que la méthode du filtre de Kalman peut a priori conduire au résultat suivant lequel le paramètre estimé n'est pas significativement variable ; mais ce serait alors un résultat et non une hypothèse posée a priori.

On peut apprécier la qualité globale des ajustements obtenus avec les équations de mesure (10) et (17) 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.⁵⁴ Ce dernier indicateur donné sur la tableau 2 est d'autant plus intéressant à considérer ici que les deux variables d'état α_t et ω_t suivraient une marche aléatoire si les coefficients autorégressifs γ_1^u et γ_1^s étaient égaux à l'unité. Les valeurs R_D^2 associés aux équations de mesure sont assez élevées (0.42 et 0.70 pour

⁵⁴ Les 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.

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 la pertinence du modèle à composantes inobservables au plan statistique. Les **figures 9** et **10** montrent que les valeurs estimées d'après les équations de mesure (10) et (17) représentent d'une manière assez satisfaisante les valeurs observées du taux de chômage et du taux de salaire horaire⁵⁵ au cours de la période 1952-2008, les points de retournements majeurs étant généralement assez bien représentés.

[insérer figure 9]

[insérer figure 10]

Nous examinons enfin 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 distribués suivant une loi normale au seuil de 5% tant pour l'équation du chômage que pour celle des salaires, ce qui montre qu'il n'y a pas un nombre significatif de points pouvant être considérés comme aberrants. Enfin, les tests de diagnostic concernant l'autocorrélation (*BG*) et l'hétéroscédasticité (*Arch*) de ces résidus permettent de conclure à l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité (au seuil de 5% pour le chômage et au seuil de 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 ainsi les formulations proposées notamment en ce qui concerne les hypothèses de stabilité faite sur les paramètres autres que α_t et ω_t . Cependant, les figures 9 et 10 montrent pour certaines années des écarts particulièrement importants entre les valeurs observées et les valeurs calculées. En ce qui concerne le taux de chômage, la **figure 9** montre des écarts substantiels pour les années 1979, 1984 et 1994-95. On peut relier ces écarts respectivement au second choc pétrolier de 1979-80, à la politique de désinflation de J. Delors en 1983 et à la croissance lente des années 1991-92, suivie par un recul du PIB en 1993. Concernant les variations de salaires, la **figure 10** montre que, en accord avec la désinflation, les lois Auroux de 1982⁵⁶ et de la libéralisation économique générale, la dynamique des salaires tend à se stabiliser vers le milieu des années 1980. En fait, il devient patent que la

⁵⁵ 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).

⁵⁶ 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.

« 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 en 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 réperables. 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 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-Rueff⁵⁷, 1977-79 à la suite du plan Barre de 1976, 1985 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 méthodologie du filtre de Kalman, permettant ainsi l’introduction d’une variabilité temporelle des paramètres traduisant le degré de rigidité de l’emploi. Moyennant des hypothèses complémentaires concernant le salaire de réservation ainsi que les facteurs conjoncturels et structurels qui sont présents 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

⁵⁷ 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.

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 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 salaire réel. Le salaire nominal dépend ainsi du niveaux des prix et de celui 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 3,3 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 négligeable jusqu'en 1974, date à laquelle elle se développe pour atteindre un maximum de 7.8% en 1994, pour ensuite diminuer à presque 2% en 2008. La composante conjoncturelle oscille entre un minimum nul en 1973 et un maximum de 6.4% 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% et 2.5%. 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 quasi unitaires, par le taux de marge des entreprises et enfin par le taux de chômage, la sensibilité par rapport à ce dernier facteur étant apparue variable suivant les dates, ce dernier résultat pouvant être relié à l'évolution du pouvoir syndical observé au cours de la période. Les résultats obtenus suggèrent également que les pouvoirs de négociation des salariés et des employeurs sont assez équilibrés 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 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, pp. 501-520
- Allais, M. (1971), *L'inflation française et la croissance*, colloque sur l'inflation, ALEPS, 18 décembre 1974. 119 p.
- 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)
- 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), pp. 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), 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.
- Caire, G. (2002), « Les trois âges de la liaison salaires – productivité », *Travail et Emploi*, n°91, juillet, p 57-69
- Chélini M.P. et G. Prat (2007), « Analyse cliométrique du chômage et des salaires en France sur longue période, 1950-2000 », note *mimeo*, 29 p., présentée au *Lunch séminaire* d'EconomiX, Nanterre, Nov.
- Chélini M.-P. (2013), « *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. Hénin, *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)
- 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
- 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, pp 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.eclairageco.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), 1477-84

- Layard R., Nickel, S. (1985), «The cause of British unemployment», *National Institute Economic Review*, vol. 111
- Layard R., Nickel S., Jackman, R. (1991), *Unemployment*, Oxford, Oxford University Press (reprinted 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-Levy, 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), 937-48.

Sterdyniak, H. (2000), « Économétrie 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. 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. Cet indice a été décomposé en prix à la production des produits manufacturés, prix des biens intermédiaires, prix des produits agricoles et prix des matières premières importées. ?

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 rétopolation 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 rétopolée 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 total du travail et productivité du travail

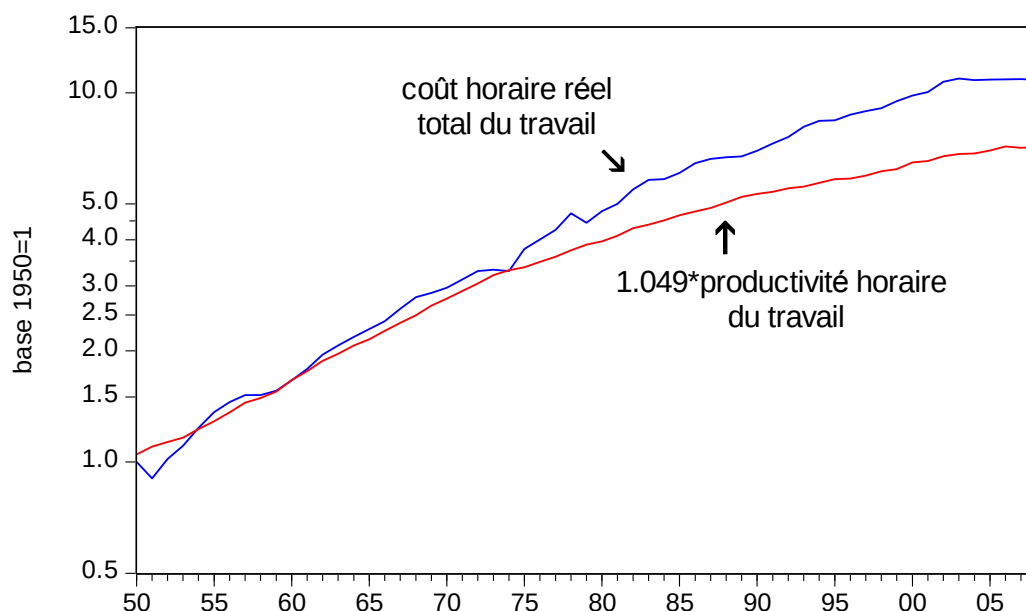


Figure 2 - Taux de chômage et excès du coût réel total du travail sur la productivité horaire du travail

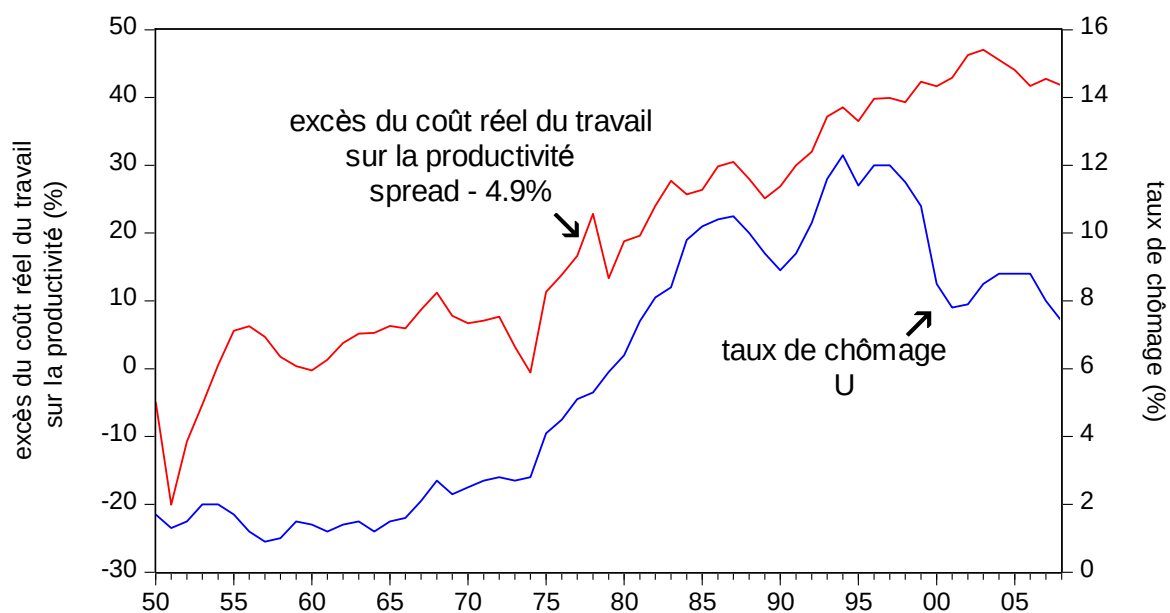
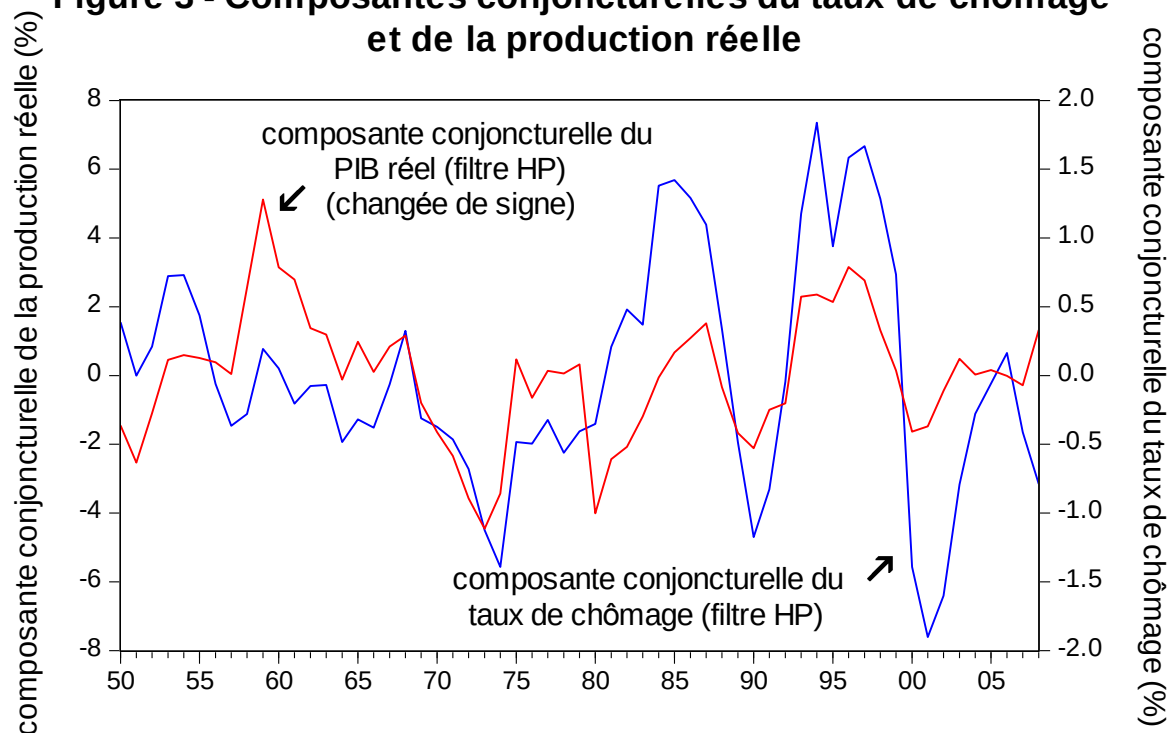
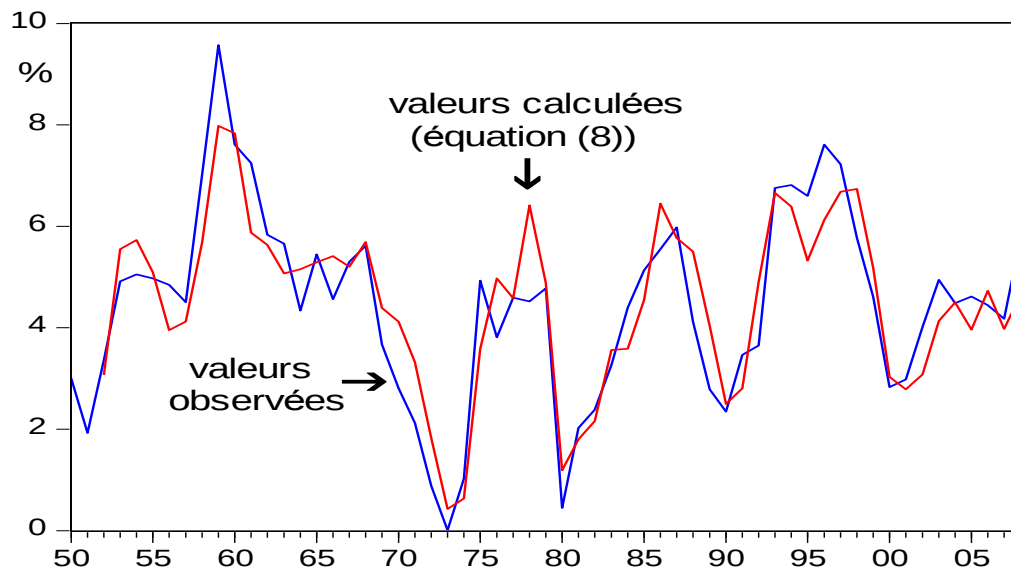


Figure 3 - Composantes conjoncturelles du taux de chômage et de la production réelle



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



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

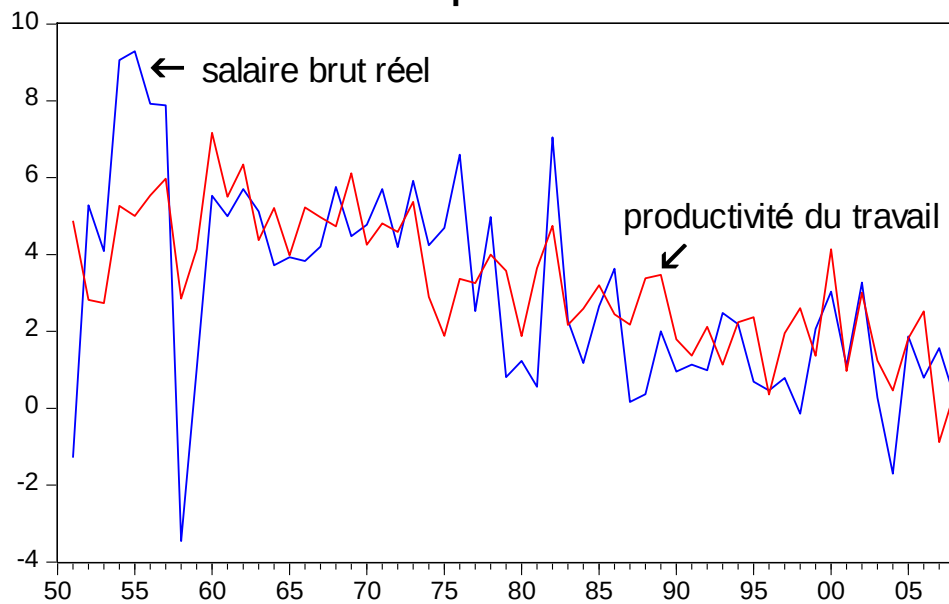


Figure 6 - Valeurs du coefficient alpha estimées d'après les équations d'état (11) du chômage

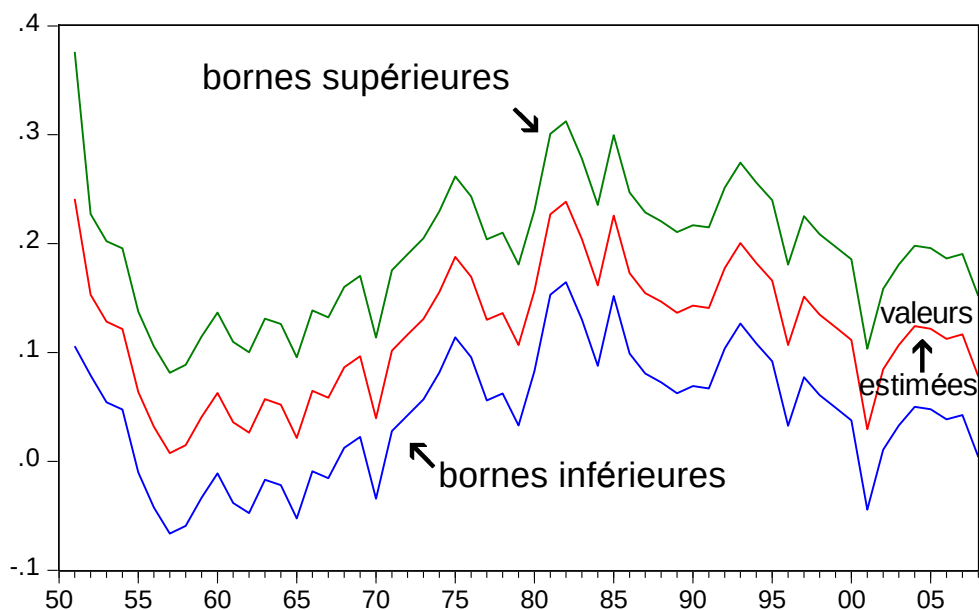


Figure 7 - Valeurs estimées des composantes chronique, conjoncturelle et structurelle du taux de chômage d'équilibre

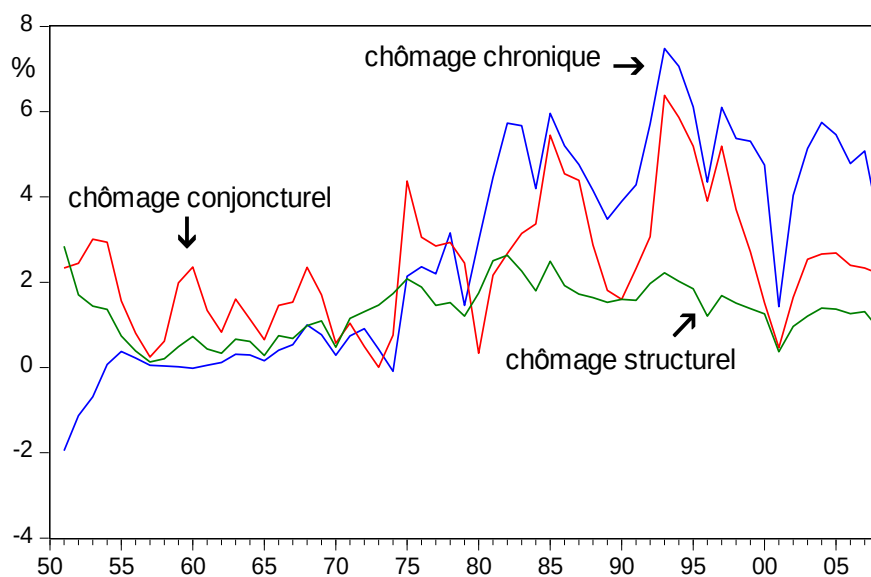


Figure 8 - Valeurs du coefficient omega estimées d'après les équations d'état (18) du salaire

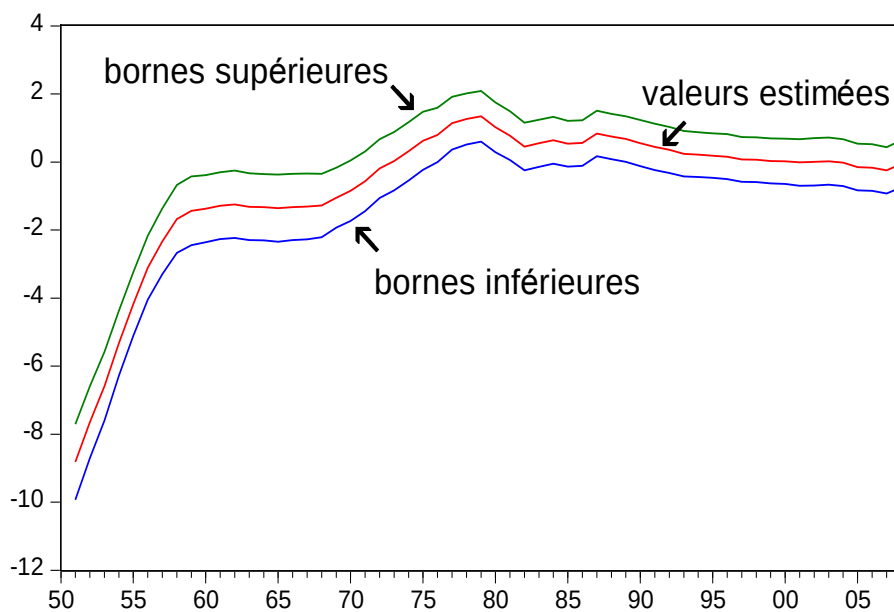
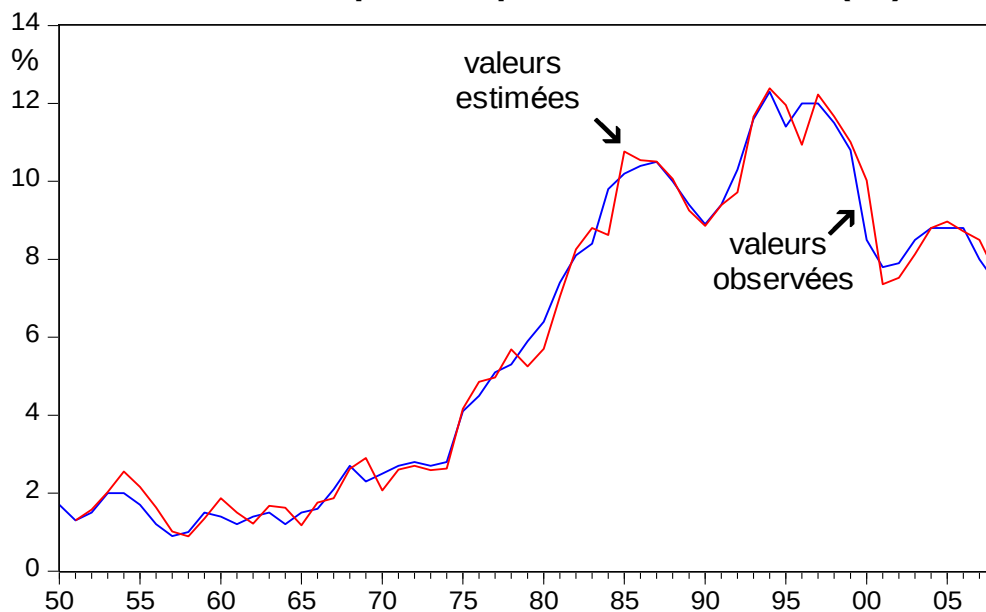


Figure 9 - Taux de chômage : valeurs observées et valeurs estimées d'après l'équation de mesure (10)



**Figure 10 - Taux de salaire horaire brut : valeurs observées et estimées
(les taux de variations sont considérés)**

