



HAL
open science

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

Michel-Pierre Chélini, Georges Prat

► **To cite this version:**

Michel-Pierre Chélini, Georges Prat. Cliométrie du chômage et des salaires en France, 1950-2008. 2011. hal-04140954

HAL Id: hal-04140954

<https://hal.science/hal-04140954v1>

Preprint submitted on 26 Jun 2023

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

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



<http://economix.fr>

Document de Travail

Working Paper

2011-29

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

Michel-Pierre CHELINI
Georges PRAT



UMR 7235

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

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

université
Paris | **Ouest**

Nanterre La Défense

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

Michel-Pierre CHELINI¹ et Georges PRAT²

Résumé – Le but de cet article est de représenter les évolutions macroéconomiques du taux de chômage et des variations de salaires en France sur la période 1950-2008. Sur le plan théorique, l'équation du chômage distingue un facteur *chronique* caractérisé par l'excès des salaires réels horaires (charges sociales incluses) par rapport aux gains de productivité, un facteur *conjoncturel* caractérisé par l'écart entre le taux de croissance de la production et sa valeur de long terme, et enfin un facteur *structurel* incluant les composantes frictionnelle, technologique et volontaire du chômage. L'équation des salaires suppose classiquement que les variations des salaires dépendent des gains de productivité et de l'inflation. Sur le plan empirique, le cadre d'analyse est celui d'une représentation simultanée du chômage et des variations de salaires fondée sur un modèle Espace-Etat estimé suivant la méthodologie du filtre de Kalman, permettant l'introduction de paramètres variables suivant les dates.

Conformément à ces hypothèses, le taux de chômage est apparu dépendre de la composante chronique (avec une sensibilité variable suivant les dates), de la composante conjoncturelle (sensibilité fixe) et d'une composante structurelle constante d'environ 4%. Les composantes estimées indiquent que le taux de chômage chronique est pratiquement inexistant jusqu'au début des années 1970, date à laquelle il se développe pour atteindre un maximum de 7.8% en 1994, pour ensuite diminuer et passer au dessous de 2% en 2008. La composante conjoncturelle est en accord avec la loi d'Okun qui relie négativement la variation du chômage à celle de la production, ce type de chômage ne semblant se développer qu'après le choc pétrolier de 1973. Enfin, la spécification retenue indique un ajustement progressif du chômage par rapport aux facteurs susvisés, 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 taux de variation de la productivité et le taux d'inflation. L'élasticité par rapport à l'inflation est apparue très variable, allant d'une valeur proche de l'unité en début de période vers une valeur voisine de zéro en fin de période, ce résultat devant être relié à la désinflation, à la désindexation et à la diminution du pouvoir syndical observés au cours de la période.

Abstract - Cliometrics of unemployment and wages in France, 1950-2008

From a macroeconomic perspective, this paper aims to represent the dynamics of the unemployment rate and of the variations of wages in France over the period of 1950-2008. On a theoretical level, the unemployment equation distinguishes a *chronic* factor characterized by an excess of real wages compared to the labor productivity gains, a *conjunctural* factor characterized by the difference between the growth rate of the production and its long term value, and a *structural* factor including frictional, technological and voluntary components of the unemployment. The wages' variations are classically supposed to depend on productivity gains and inflation. On the empirical level, estimations are made simultaneously for the unemployment and wages with a Space-State model based on the Kalman filter methodology. This econometric approach allows for the introduction of time varying parameters.

In accordance with these hypotheses, the unemployment rate is shown to depend on the excess of the real hourly labor cost over the marginal productivity of labor (with a time varying sensibility), on the growth rate of the real GDP and on a structural component, which is about 4%. The chronic unemployment rate appeared in the beginning of the 1970s; at this time, it progressively increases to reach a maximum of 7.8% in 1994, then decreases to fall below 2% in 2008. The conjunctural component is in conformity with the Okun's law since it links negatively the unemployment rate with the production growth rate, this factor seeming to develop particularly after the 1973 oil shock. In addition, the results indicate a delayed influence of the above-mentioned factors on the unemployment, with an average period of influence of 3.3 years. Concerning wages, as expected, the rate of change in nominal wages is shown to be determined by the growth rate in productivity and by the inflation rate as well. The wages' elasticity with respect to price level appears to be time-varying, with a value close to the unit at the beginning of the period and ending up with a value close to zero by the end. This result must be connected with deflation, price/wage de-indexation, and labor unions' decreasing influence that are observed during the period.

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

Key words: *rate of unemployment, wages, French Economy*

¹ Professeur d'histoire économique contemporaine à l'Université d'Arras. Email : chelinimp@noos.fr

² Directeur de recherche au CNRS, EconomiX, Université de Paris Ouest Nanterre La Défense. Email : georges.prat@u-paris10.fr

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

Michel-Pierre CHELINI³ et Georges PRAT⁴

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 du taux de variation des salaires et du taux de chômage qui soit en accord avec les enseignements de la théorie économique. Les salaires y sont vus à la fois en tant que variable devant être expliquée et en tant que variable explicative du taux de chômage. A propos de la relation salaire-chômage, rappelons que la littérature économique s'est beaucoup focalisée sur l'interprétation de trois approches : la courbe de Phillips, le modèle WS-PS et la « *wage curve* ».

La relation macroéconomique salaires – chômage fondée sur la *courbe de Phillips* a donné lieu à de très nombreuses contributions assez contradictoires tant en ce qui concerne la robustesse et la stabilité empirique de cette relation que sur son interprétation économique. Au total, on peut aujourd'hui avoir le sentiment que la courbe de Phillips a plus le statut d'une hypothèse permettant le bouclage commode des modèles macroéconomiques que celui d'une relation solidement fondée. Sur le plan empirique, cette relation n'a tout son sens que si le taux de croissance des salaires et le taux de chômage sont stationnaires, ce qui est souvent le cas pour

³ Professeur d'histoire économique contemporaine à l'Université d'Arras. Email : chelinimp@noos.fr

⁴ Directeur de recherche au CNRS, EconomiX, Université de Paris Ouest Nanterre La Défense. Email : georges.prat@u-paris10.fr

le premier, beaucoup plus rarement pour le second.⁵ Sur le plan théorique, comme sur le plan empirique, on sait qu'il est nécessaire de prendre en compte d'autres facteurs pour pouvoir établir une relation valable entre les variations de salaires et le chômage, et notamment le taux d'inflation et d'autres variables représentant des chocs d'offre.⁶ En tout état de cause, au cours de la période 1950-2008, même s'il existe une corrélation négative significative entre le taux de variation d'un indice de salaire nominal et le taux de chômage, cette relation s'est révélée d'une très grande instabilité, puisqu'en découpant la période en deux sous périodes de même longueur, la corrélation perd pratiquement toute significativité, et ceci même en introduisant l'inflation dans la régression.

Le modèle WS-PS (Layard et Nickel (1985), Layard, Nickel et Jackman (1991)) est d'une toute autre nature; le cadre est celui de la recherche d'un équilibre général avec imperfection des mécanismes concurrentiels sur le marché du travail et le marché des biens, les équations faisant intervenir les niveaux des variables. L'équation des prix PS (*price setting*) caractérise une relation *croissante* entre les niveaux du salaire réel et du chômage⁷ tandis que l'équation de salaire WS (*wage setting*) établit une relation *décroissante* entre ces deux variables, d'autres variables mesurant divers aspects structurels du marché du travail pouvant influencer les salaires (pouvoir de négociation, facteurs institutionnels, salaire de remplacement,...). Il importe de souligner ici qu'une critique majeure adressée au système WS-PS est que ce dernier n'est pas vraiment compatible avec l'équilibre de long terme qu'il cherche à déterminer. C'est sans doute pourquoi les travaux empiriques issus de ce cadre d'analyse ont fourni des explications du chômage qui sont variées, voire contradictoires. À ce propos, Layard, Nickel et Jackman (1991) ainsi que Le Bihan et Sterdyniak (1998) avancent l'idée essentielle que pour que le système soit réellement compatible avec l'existence d'un équilibre de long terme, il est nécessaire d'y

⁵ Voir notamment Collard et Hénin (1993).

⁶ Voir notamment Sterdyniak et al. (1997), Le Bihan et Sterdyniak (1998) ainsi que Heyer et Timbo (2002). 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 renforce le manque de robustesse de 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.

⁷ Cette relation est conforme à la « loi de Rueff » établissant une corrélation positive entre salaire réel et chômage. En effet, Rueff (1925) suggérait que la rigidité à la baisse des salaires attribuable aux allocations chômage et au comportement des syndicats était une cause majeure du sous-emploi en Grande-Bretagne au début des années 1920.

introduire la productivité du travail qui joue le rôle de cible pour les salaires réels, ce qui signifie que l'écart entre les deux variables caractérise un déséquilibre sur le marché du travail.

Au cours des quinze dernières années, un nouveau fait stylisé portant sur la relation salaires - 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, une *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 rappelant l'équation WS: 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%.⁸ Cette relation empirique a reçu plusieurs confirmations, notamment avec l'analyse réalisée par Guichard et Lafargue (2000). Si la *wage curve* apparaît nettement plus robuste que la courbe de Phillips⁹, 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 des demandes d'emplois de la part des salariés qui sont relativement faibles (fortes) par rapport aux offres d'emplois émanant des entreprises, impliquant un pouvoir de négociation relativement fort (faible) des salariés. Ces derniers peuvent alors plus facilement obtenir des salaires élevés, et, pour un niveau donné des prix, des salaires *réels* élevés. On remarquera sur ce point que l'équation WS et la *wage curve* établissent toutes deux une relation décroissante entre le salaire réel et le chômage, la première dans le cadre d'une approche macro-dynamique (longitudinale), la seconde en coupe transversale suivant les zones géographiques. En dépit de l'intérêt de la *wage curve*, on peut avoir le sentiment qu'il serait intéressant d'essayer de

⁸ En effet, l'élasticité estimée du chômage par rapport aux salaires (*unemployment elasticity of earnings*) se situe généralement autour de -0.1, l'équation pouvant s'écrire $\ln S/P = -0,1 \ln U$, avec \ln pour le logarithme népérien, S/P pour le salaire réel et U pour le taux de chômage. Elle est observée pour de nombreux pays dans les années 1980 - 1994.

⁹ Voir Phillips (1958).

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 dans la courbe de Phillips de base.

compléter cette approche de manière à prendre en compte *l'incitation à l'embauche de la part des entreprises*, sachant qu'une entreprise n'a en principe pas intérêt à embaucher un nouveau salarié si elle pense que ce dernier lui rapportera moins qu'il ne lui coûtera. On a vu que la productivité doit intervenir pour qu'il puisse exister un équilibre de long terme dans le système WS-PS. Dans le droit fil de cette analyse, on pourrait aussi, si les statistiques disponibles le permettaient, construire une « *wage/productivity curve* » d'après laquelle les salaires réels de la *wage curve* seraient remplacés par les rapports entre ces derniers et les productivités du travail correspondantes. On pourrait alors s'attendre à ce que la *wage/productivity curve* soit caractérisée par une pente positive, indiquant ainsi que le chômage est en général d'autant plus grand que le rapport salaire réel/productivité dépasse l'unité.

Alors que l'hypothèse d'une *wage/productivity curve* se réfère à des données en coupe transversale, le modèle proposé ci-après repose, à l'instar du système WS-PS, sur l'exploitation de données longitudinales permettant d'analyser directement la relation entre les *dynamiques historiques* des salaires et du taux de chômage pour l'ensemble de l'économie française. À la différence du système WS-PS, cet article propose un système comprenant une équation du taux de chômage et une équation du taux de variation des salaires. L'équation du taux de chômage estimée ci-après intègre un ajustement non instantané du taux de chômage sur sa valeur de long terme, cette dernière étant déterminée par l'écart entre le salaire réel effectif et sa valeur d'équilibre (donnée par la productivité marginale du travail), par le taux de croissance de l'économie, et par une valeur supposée constante regroupant les nombreux facteurs structurels. L'excès des salaires réels est supposé générateur d'un chômage que nous qualifierons de *chronique*¹¹, la sensibilité du chômage par rapport à cet excès pouvant varier au cours du temps.¹² La *composante conjoncturelle* du taux de chômage sera représentée par l'influence de l'écart entre le taux de croissance de la production et sa valeur moyenne de long terme. Quant au chômage *structurel*, il s'apparente au concept de chômage « naturel »¹³, sans toutefois se confondre avec ce dernier ; il est supposé capturer un regroupement de facteurs frictionnels,

¹¹ Le qualificatif de *chronique* doit s'entendre comme renvoyant à l'idée d'une rigidité à la baisse des salaires.

¹² Nous reprenons ici les notions de chômage « chronique », de chômage « technologique », de chômage « conjoncturel » et de chômage « volontaire » proposées par Allais (1971, p. 502).

¹³ Tel qu'il a été défini par Milton Friedman, le taux de chômage naturel correspond au taux de chômage d'équilibre vers lequel une économie de croissance tend sur le long terme, les valeurs généralement estimées étant 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)).

technologiques et volontaires. Concernant l'équation des salaires, le taux de variation des salaires nominaux est supposé dépendre des gains de productivité et de l'inflation, l'élasticité des salaires par rapport au niveau des prix étant variable dans le temps. Le choix retenu consistant à spécifier les salaires en taux de variation et non en niveau repose sur des considérations institutionnelles telles que l'indexation et les négociations entre le patronat et les syndicats, lesquelles portent plus directement sur les augmentations de salaires que sur leurs niveaux. Notons que, contrairement au système WS-PS, l'approche que nous proposons n'a pas vocation à une résolution du système composé des équations du chômage et des salaires dans le but de déterminer les valeurs d'équilibre des deux grandeurs. L'exercice cliométrique présenté dans cet article se limite à éclairer l'histoire économique française depuis 1950 à l'aide à la fois de la théorie économique et d'une technique économétrique adaptée - le filtre de Kalman - permettant de modéliser l'hypothèse de paramètres variant au cours du temps, ceci dans le but de mettre en évidence les principaux facteurs macroéconomiques du chômage et de la croissance des salaires.¹⁴

Dans cette perspective, la partie 2 présente les hypothèses théoriques et la formalisation du modèle représentatif du chômage et des salaires, en liaison avec les évolutions historiques des variables d'intérêt sur la période 1950-2008. La partie 3 présente la méthode d'estimation simultanée de ces deux variables à l'aide du filtre de Kalman, ainsi que les résultats obtenus. Enfin, la partie 4 donne les conclusions.

2 - Le modèle chômage-salaires : hypothèses économiques et évolutions historiques

L'approche proposée a pour but une représentation simultanée du taux de chômage et du taux de variation des salaires nominaux en France sur la période 1950-2008. Après avoir présenté les statistiques utilisées (§2.1), nous nous intéresserons à la modélisation espace-état du chômage (§2.2) et des salaires (§2.3).

2.1 – Données utilisées et notations

Les séries statistiques utilisées ont été délibérément établies en données annuelles car les salaires contemporains, encadrés par les conventions collectives, sont négociés tous les ans ou

¹⁴ 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).

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 échapper l'évaluation des effets intra-annuels, mais le choix d'une période longue de plus de 50 ans compense en partie le choix de données annuelles.¹⁵

Afin de ne négliger aucune possibilité dans la mesure empirique de phénomènes pertinents au plan théorique, et sachant qu'il y a le plus souvent plusieurs indicateurs statistiques correspondant à une même variable économique (sans que la théorie ne permette pas toujours d'effectuer un choix *a priori* parmi les candidats envisageables), dix-sept séries ont été retenues au départ de l'étude pour pouvoir confronter le modèle aux données de l'observation. L'analyse empirique a montré que plusieurs grandeurs n'exercent pas d'effets économétriquement significatifs sur le chômage ou les salaires, mais il était nécessaire de les confronter pour pouvoir conclure à leur éventuelle neutralité. Les variables suivantes sont présentées avec leurs sources dans l'**Annexe 1** :

1. PIB en valeur courante et indice.
2. Production industrielle (indice).
3. Salaire horaire brut (indice).
4. Salaire annuel moyen net (indice).
5. Prix de détail (indice).
6. Prix de gros (indice).
7. Déflateur du PIB (indice).
8. Productivité horaire du travail (PIB par heure travaillée, en indice).
9. Nombre de chômeurs au sens du BIT.
10. Population active au sens de la comptabilité nationale.
11. Masse salariale globale brute (salaires directs +charges sociales totales).
12. Population active salariée totale.
13. Taux d'intérêt à long terme (rendement des obligations des sociétés).
14. Formation brute de capital fixe (valeur courante).
15. Durée annuelle du travail pour un salarié (en heures travaillées).
16. Journées de grève (journées individuelles non-travaillées) en millions.
17. Effectifs syndiqués.

N.B. : tous les indices sont en base 1950 = 100

Les séries de la comptabilité nationale sont généralement exprimées en francs¹⁶ car c'est la monnaie courante de la période étudiée.¹⁷ Les autres séries sont exprimées en indices [salaire horaire brut], en taux [par exemple : taux d'intérêt à long terme] ou en unités : millions d'actifs,

¹⁵ Pour les analyses historiques des salaires sur longue période, voir aussi Bayet (1997), Boyer (1978) et Chélini (2012).

¹⁶ Conversion possible en euros courants ou en euros constants à partir de 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>.

¹⁷ 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.

milliers de syndiqués ou de journées de grève, nombre d'heures annuelles travaillées. 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.¹⁸

Le **tableau 1** indique les notations utilisées des variables macroéconomiques intervenant dans le modèle proposé ci-après.

Tableau 1 - Notations

<p>U_t : taux de chômage à l'instant t (série 9/série 10)</p> <p>S_t : coût horaire du travail (salaires + cotisations salariales et patronales) à l'instant t (série 11/(série 12 x série 15)), base 1950=100</p> <p>PC_t : indice général des prix à la consommation à l'instant t (série 5)</p> <p>PG_t : indice général des prix de gros à l'instant t (série 6)</p> <p>Y_t : PIB réel (PIB/déflateur du PIB) à l'instant t (série 1/ série 7, base 1950=100)</p> <p>L_t : nombre d'heures totales travaillées au cours de l'année</p> <p>$\Pi_t = \frac{Y_t}{L_t}$: productivité horaire du travail à l'instant t (série 8, base 1950=100)</p> <p>$spread_t = 100 \cdot \log \frac{S_t / PG_t}{\Pi_t}$: écart relatif (%) entre l'indice du coût horaire du travail et l'indice de la productivité moyenne du travail (base 1950=1 pour les deux indices)</p> <p>$g_t = 100 \cdot \log \frac{Y_t}{Y_{t-1}}$: taux de variation de Y_t entre t et $t-1$ (% par an) ; $\bar{g} = 3.37\%$ par an</p> <p>$s_t = 100 \cdot \log \frac{S_t}{S_{t-1}}$: taux de variation du coût horaire du travail (% par an)</p> <p>$p_t = 100 \cdot \log \frac{PG_t}{PG_{t-1}}$: taux d'inflation sur les prix de gros (% par an)</p> <p>$diffp_t = 100 \cdot \log \frac{PC_t}{PC_{t-1}} - 100 \cdot \log \frac{PG_t}{PG_{t-1}}$: différence entre le taux de variation des prix à la consommation et le taux de variation des prix de gros (% par an)</p>
--

¹⁸ 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.

2.2 - Représentation du taux de chômage

Le taux de chômage est supposé dépendre de l'écart relatif entre le coût horaire total réel du travail et la productivité marginale du travail (chômage dit *chronique*), de l'écart entre taux de croissance du PIB réel et sa valeur de long terme (chômage dit *conjoncturel*), et enfin d'une constante représentant un taux de chômage dit *structurel* regroupant les facteurs « frictionnels », « technologiques » et la possibilité d'une composante « volontaire ». ¹⁹ Ces phénomènes pouvant n'agir que progressivement sur le chômage, la valeur retardée de ce dernier a été introduite pour capturer cet effet.

Une première hypothèse est donc que le taux de chômage dépend de *l'excès du coût total réel du travail* (« salaire réel » par la suite) par rapport à la productivité marginale du travail. Cette hypothèse d'un *chômage chronique* est illustrée par la distance entre les points C et D de la **figure 1**. Lorsque, contrairement à l'hypothèse de la théorie classique, le marché du travail n'est pas parfaitement concurrentiel, la rigidité à la baisse des salaires génère un écart durable positif entre le salaire réel et sa valeur d'équilibre (cette valeur étant donnée par la productivité marginale du travail), ce qui a pour effet de provoquer un rationnement de l'offre de travail par la demande de travail des entreprises. ²⁰ Autrement dit, un excès nul correspond à une situation caractérisée par une absence de chômage involontaire (point E de la figure ci-dessous ²¹ auquel il ne peut exister que du chômage volontaire au taux de salaire d'équilibre $(S/P)^*$), tandis que tout excès du salaire réel par rapport à sa valeur d'équilibre génère un chômage involontaire, puisqu'il existe une offre de travail de la part des salariés qui reste insatisfaite au salaire en vigueur S/P . Par contre, lorsque le salaire réel est situé en dessous de la productivité marginale, la demande de travail émanant des entreprises est plus grande que l'offre, ce qui génère une « tension » sur le marché du travail. Concernant les applications empiriques, on peut montrer, sous certaines conditions, que la productivité marginale du travail est proportionnelle à la

¹⁹ L'équation du chômage s'inspire de l'approche empirique proposée par Maurice Allais dans les années 1980 (sans qu'elle ait donné lieu à une publication dans une revue scientifique), approche à laquelle Georges Prat avait contribué. La spécification de l'équation du chômage est toutefois formellement très différente de celle qui avait été pensée par Allais, ce dernier n'envisageant ni la possibilité d'ajustements progressifs, ni celle d'élasticités variables au cours du temps.

²⁰ Cet excès et sa persistance (rigidité) peuvent être le résultat soit de salaires administrés (conventions collectives), soit d'une pression sociale exogène au modèle (syndicats...), soit encore 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). Voir aussi Bonnet (1997).

²¹ Lorsque l'équilibre concurrentiel E est réalisé, l'offre de travail (i.e. demande d'emplois) des salariés s'égalise à la demande de travail (i.e. offre d'emplois) des entreprises au point où le salaire réel est égal à sa valeur d'équilibre donnée par la productivité marginale du travail.

productivité horaire moyenne du travail Π_t ²², de sorte qu'il est possible, moyennant une correction, de remplacer la première par la seconde, cette dernière étant mesurable au niveau macroéconomique.²³

La figure 2 donne les évolutions comparées entre les indices de salaires réels (S_t / PG_t) et de la productivité marginale du travail, cette dernière ayant été estimée dans le cadre du modèle (on trouve $F'(L) = 1.223 \times \Pi_t$).²⁴ On constate un écart grandissant entre les deux grandeurs après le choc pétrolier de 1973, les salaires réels croissant plus vite que la productivité²⁵, l'écart se stabilisant vers le milieu des années 1990 pour diminuer en fin de période en raison principalement d'une stabilisation puis d'une baisse des salaires réels. Conformément à l'hypothèse illustrée par la figure 1, **la figure 3** montre qu'à partir de 1974, à la fois le taux de chômage (U_t) et l'excès relatif de salaires réels par rapport à la productivité marginale du travail ($spread_t - 22.3\%$) connaissent un décrochement de tendance à la hausse, ces mouvements s'inversant en fin de période.

²² 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* », grandeur dans laquelle non seulement les services du travail mais encore ceux des équipements et des facteurs importés sont déduits des quantités produites au prorata des prix des facteurs (la productivité nette est encore appelée « *productivité globale des facteurs* »). Sur ces définitions, voir notamment Allais (1974), note (17), pp.112-13.

²³ Soit la fonction de production Cobb-Douglas traditionnelle $Y_t = A_t F(K_t, L_t) = A_t K_t^b L_t^a$, où Y_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 : $F'_{L,t} = \frac{dY_t}{dL_t} = A_t K_t^b a L_t^{a-1} = \frac{A_t K_t^b a L_t^a}{L_t} = a \frac{Y_t}{L_t} = a \Pi_t$. Par conséquent, la productivité marginale du

travail $F'_{L,t}$ est proportionnelle à la productivité moyenne du travail Π_t . On a donc

$\log \frac{S_t / PG_t}{\Pi_t} = \log \frac{S_t / PG_t}{F'_{L,t}} + \log a$, de sorte que la grandeur $\log \frac{S_t / PG_t}{\Pi_t} - \log a$ représente en théorie l'écart

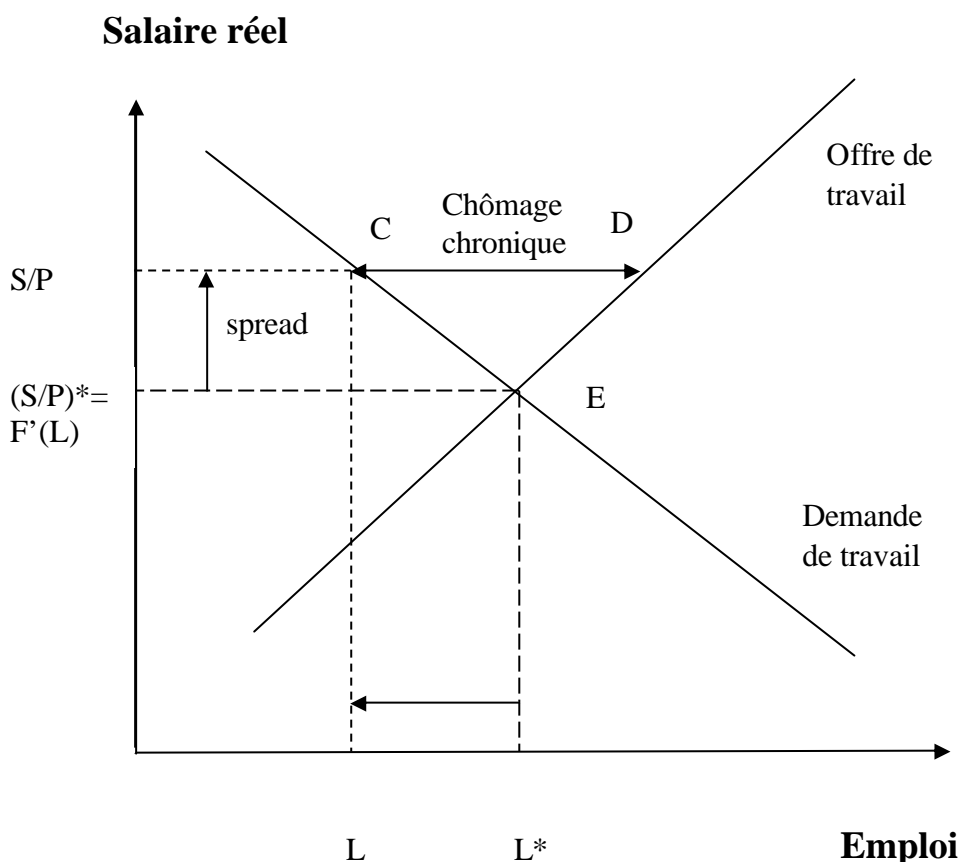
relatif entre le salaire réel et la productivité marginale du travail. Cependant, compte-tenu de l'arbitraire du choix de la base 1950=100 pour les indices du salaire réel et de la productivité moyenne, la grandeur $\log \frac{S_t / PG_t}{\Pi_t} - \log a$ ne

représente l'écart relatif effectif entre le salaire réel et la productivité marginale du travail qu'à une constante près notée f traduisant l'arbitraire du choix d'une même année de base=100 pour les indices de salaire réel et de productivité.

²⁴ On a $f = 0.223$ (voir note précédente). Cette constante résulte de l'estimation simultanée des équations du chômage et des salaires.

²⁵ Sur ce point, voir notamment Baron et al. (2003).

Figure 1 - Un salaire réel supérieur à la productivité marginale du travail provoque un chômage « chronique »



Légende - S/P : salaire réel; $F'(L) = dY / dL$: productivité marginale du travail; L : niveau de l'emploi (nombre d'heures travaillées); $(*)$: niveau d'équilibre. Le point E correspond à une situation de plein emploi, tandis que le point C correspond à un excès de salaire réel (S/P) par rapport à la valeur d'équilibre de plein emploi $(S/P)^*$, situation caractérisée par l'existence d'un sous-emploi (chômage involontaire représenté par le segment CD). F étant la fonction de production, $F'(L)$ est la productivité marginale du travail.

[insérer figure 2]

[insérer figure 3]

Le choix de l'indicateur des salaires réels mérite quelques commentaires. En fait, trois séries de salaires horaires ont été utilisées alternativement : la masse salariale annuelle incluant tous les salariés (mais excluant toutes charges) divisée par le nombre total d'heures travaillées (*salaire horaire net* = $\text{série 4} / (\text{série 12} \times \text{série 15})$), le *salaire horaire brut des ouvriers*²⁶

²⁶ Dans les séries de salaires disponibles, trois indicateurs sont envisageables, par degré croissant de complétude. Le *salaire horaire brut* se limite aux ouvriers. Relevé par le ministère du Travail, il concerne environ la moitié des salariés en 1950 et encore le quart aujourd'hui. Le *salaire net annuel moyen*, issu de données fiscales, s'élargit entre 1950 et les années 1990 à la plupart des effectifs salariés, secteur privé et semi public pour des postes à temps

(incluant les charges sociales payables par les salariés (*série 3 / (série 12 x série 15)*), et la masse salariale totale incluant toutes les charges (employeurs et salariés) divisée par le nombre total d'heures travaillées par les salariés (*coût total horaire du travail = série 11 / (série 12 x série 15)*). Il importe de souligner que les trois indicateurs de salaires ont produit des résultats économétriques extrêmement différents. Le *spread* calculé avec le *salaires horaire net* réel, lequel exclut toutes les charges sociales, ne permet pas de valider le modèle du chômage, et ceci, quel que soit l'indice de prix retenu pour déflater le salaire. Le *salaires horaire net* réel engendre même une corrélation négative entre le taux de chômage et le *spread* : le salaire net progressant plus lentement que la productivité du travail, le *spread* diminue alors que le chômage augmente. Avec le *salaires horaire brut* réel, lequel inclut les charges payées par les salariés mais exclut les charges patronales, la relation entre le taux chômage et le *spread* prend le signe positif attendu (le salaire réel progressant un peu plus rapidement que la productivité, le *spread* augmente), et explique donc une part de l'évolution du chômage après 1974. Cependant, ce résultat est apparu fragile car d'une part il n'a été obtenu qu'en utilisant l'indice des prix de gros comme déflateur du salaire nominal (le modèle est infirmé avec les autres indices de prix), et, d'autre part, la tendance haussière du chômage à partir de 1974 n'est qu'imparfaitement représentée par le modèle. Quant au *coût réel total horaire du travail* incluant les charges salariales et patronales, cet indicateur - finalement retenu - a permis de valider nettement le modèle²⁷, et ceci, quel que soit l'indice de prix utilisé pour déflater les salaires²⁸, les meilleurs résultats étant cependant obtenus avec les prix de gros. Autrement dit, *aussi longtemps que nous n'avons pas inclus toutes les charges salariales, le modèle représentait mal l'évolution du chômage.*²⁹ Dans la mesure où d'un point de vue théorique, le coût horaire total du travail semble *a priori* représenter l'indicateur le plus pertinent du « salaire horaire », l'amélioration des résultats est en rapport avec l'adéquation des séries au concept théorique et conforte ainsi la pertinence du modèle.

Une seconde hypothèse est que le taux de chômage dépend de l'écart entre le taux de variation de la production réelle observé au cours de la dernière année et la valeur critique en

complet (ou équivalent temps complet). La *masse salariale brute globale*, issue des données de la comptabilité nationale, définit le revenu du travail perçu par les salariés et représente le total des salaires et traitements versés par les employeurs, cotisations sociales incluses (voir Annexe 1).

²⁷ Il convient toutefois de ne pas conclure sans nuances en faveur d'un allègement immédiat des charges sociales pour diminuer le chômage, car le lien entre les charges sur le travail salarié et le financement de la protection sociale n'est ni unique, ni homogène, ni linéaire.

²⁸ Les principaux indices sont les *prix de gros*, qui représentent les prix à la production pour l'entreprise, les *prix de détail*, qui représentent les prix à la consommation des ménages, et le *déflateur du PIB*, indice pondéré des prix des valeurs ajoutées.

²⁹ Rappelons que la France est le pays de l'OCDE où les charges sociales sont les plus élevées (plus de 50% du coût total du travail, voir notamment Lannes et Paris, 2010).

deçà de laquelle la croissance génère plus de destruction que de créations d'emploi, c'est à dire du chômage *conjoncturel*. Ce type de chômage apparaît donc comme la conséquence d'une croissance trop faible de la production de biens et services, l'origine pouvant être soit une insuffisance de la demande soit des facteurs de rigidité impliquant des délais d'adaptation de l'offre.³⁰ Nous avons supposé que la valeur critique du taux de croissance était constante et égale au taux de croissance moyen du PIB sur l'ensemble de la période, soit 3.37% par an. Notons ici que la spécification empirique retenue est conforme à la «*loi d'Okun*».³¹ La **figure 4** confirme sur l'ensemble de la période d'analyse que les fluctuations conjoncturelles des deux grandeurs sont généralement de sens opposés.

[insérer figure 4]

Enfin, on suppose l'existence d'un chômage *structurel* prévalant dans une économie de croissance. Ce type de chômage doit être rapproché du concept de «*taux de chômage naturel*», lequel est généralement évalué entre 3 et 5%, 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 emploi³², (ii) un chômage «*technologique*» dû au fait que le progrès technique réalisé dans une branche peut générer du chômage dans cette dernière mais aussi créer des emplois dans d'autres secteurs, ce phénomène impliquant également un temps nécessaire à la mobilité de la main d'œuvre entre les branches (lié à 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 à un niveau de salaire réel correspondant à l'équilibre sur le marché du travail³³, ce chômage volontaire étant d'autant plus favorisé que le système d'allocations aux chômeurs est généreux. Dans un premier temps, nous avons supposé que le taux de chômage structurel suit un trend polynômial avec constante de calage ; cette hypothèse

³⁰ Un angle un peu différent d'interprétation serait que le taux de croissance observé de la production peut être supérieur ou inférieur par rapport à une valeur maximale que l'économie pourrait atteindre par le plein emploi des facteurs de production existants.

³¹ Rappelons qu'Okun (1962) a montré que la variation du taux de chômage est liée *négativement* au taux de croissance de la production réelle. Or, en faisant passer la grandeur $I U_{t-1}$ à gauche de l'équation (3), on voit que la pseudo-variation du taux de chômage ($U_t - I U_{t-1}$) dépend du taux de variation de la production. Autrement dit, la figure 4 illustre la loi d'Okun dans le cas limite $I = 1$.

³² Le chômage frictionnel renvoie aux modèles de «*Job Search*» (Stigler 1962) ou aux modèles de «*Matching*» (appariement) (Pissarides 1990).

³³ Le salaire moyen cachant des disparités, il est possible que dans certaines branches d'activité le salaire corresponde à sa valeur d'équilibre (donnée par la productivité marginale du travail). Par conséquent, même s'il existe un chômage chronique au niveau macroéconomique, cette situation peut coexister avec un chômage volontaire.

ayant conduit à des résultats très peu concluants - dans le cadre de notre approche tout au moins - nous avons finalement retenu l'hypothèse simplificatrice de constance du taux de chômage structurel, ce qui signifie que le nombre de chômeurs résultant des ces trois catégories de phénomènes est proportionnel à la population active. Les trois types de chômage chronique, conjoncturel et structurel permettent de définir le taux de chômage théorique \bar{U}_t qui prévaudrait si l'ajustement du chômage à ces facteurs était instantané.³⁴ En supposant que ces trois types de facteurs soient additifs, on peut écrire :

$$\bar{U}_t = a_t (\text{spread}_t + \mathbf{q}) + b(g_t - \bar{g}) + U_o \quad b < 0 \quad U_o > 0 \quad (1)$$

où la constante U_o représente le taux de chômage structurel, où $\bar{g} = 3.37\%$ par an et où $\mathbf{q} = \mathbf{f} - \ln \mathbf{a}$, \mathbf{a} étant l'élasticité de la production par rapport au niveau de l'emploi, la constante de calage \mathbf{f} capturant quant à elle le caractère arbitraire d'une valeur nulle du *spread* en 1950 résultant d'une base égale à l'unité pour les indices S_t / PG_t et Π_t . Lorsque $a_t > 0$, l'excès des salaires réels par rapport à la productivité marginale génère du chômage chronique (figure 1), tandis que la condition $a_t < 0$ traduit une tension sur le marché du travail, puisque la demande de travail des entreprises attribuable à ce seul facteur dépasse l'offre de travail. Notons que les valeurs retardées des variables *spread*_t et g_t se sont révélées non significatives. De même, d'autres variables exogènes ont été considérées dans l'équation (1), mais elles n'ont pas apporté d'explication supplémentaire significative. En particulier nous n'avons pas décelé d'influence significative pour le taux d'intérêt à long terme et pour le taux d'investissement (formation brute de capital fixe rapportée au PIB), ceci même lorsque l'on considère des retards. Il semble donc que, dans le cadre de ce modèle, la détermination du taux de chômage global ne nécessite pas la prise en compte *directe* du coût ou de la formation du capital. Ce résultat n'est pas très étonnant dans la mesure où, puisque la variable (100-*spread*) est formellement égale à la part du revenu

³⁴ Rappelons qu'en présence de prix rigides, la théorie dite des équilibres non walrasiens (ou encore « théorie du déséquilibre ») distingue un chômage dit « classique » caractérisé par un excès d'offre sur le marché du travail joint à un excès de demande sur le marché des biens, et un chômage « keynésien » caractérisé par un excès d'offre sur les deux marchés (Barro et Grossman (1971), Malinvaud, (1980)). L'estimation de ces deux catégories de chômage au cours du temps ne concerne pas l'objet de cet article; un tel objectif impliquerait d'ailleurs une économétrie prenant en compte les rationnements subis sur les différents marchés et les effets de reports qui en résultent (voir notamment Artus, Laroque Michel (1984)).

du capital dans le revenu national, le coût global du capital intervient d'une manière *implicite* dans l'équation du chômage.³⁵

Cependant, le taux de chômage observé peut ne s'ajuster que progressivement à sa valeur théorique \bar{U}_t donné par (1). Cet ajustement non instantané peut être caractérisé par la relation suivante :

$$U_t = I U_{t-1} + (1-I)\bar{U}_t \quad 0 < I < 1 \quad (2)$$

Cette relation suppose que l'ajustement du taux de chômage vers sa valeur de long terme \bar{U}_t est décrit par un processus adaptatif. 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.³⁶ En reportant (1) dans (2), et en ajoutant un bruit blanc e_t de distribution $N(0, \sigma_{e^u}^2)$, on obtient l'équation suivante du taux de chômage observé devant être estimée³⁷ :

$$U_t = I U_{t-1} + (1-I) a_t (\text{spread}_t + \mathbf{q}) + (1-I) b (g_t - \bar{g}) + (1-I) U_0 + e_t^u \quad (3)$$

Cette dernière relation signifie que, sous la condition $0 < I < 1$, le taux de chômage résulte des valeurs passées des variables exogènes, les pondérations de ces valeurs décroissant exponentiellement à taux constant au fur et à mesure que le passé s'éloigne. Ceci signifie que les influences de l'excès des salaires réels et du taux de croissance de l'économie sur le chômage ne s'exercent que progressivement, de sorte que ce dernier prend la forme d'un lissage des facteurs économiques dont il est supposé dépendre. Les produits $(1-I)a_t$ et $(1-I)b_1$ s'interprètent comme des *élasticités de court terme*, tandis que les paramètres a_t et b_1 s'interprètent comme des *élasticités de long terme*, c'est-à-dire comme les élasticités prévalant une fois les ajustements réalisés. La constante \mathbf{q} dépend à la fois de l'élasticité de la production par rapport au niveau

³⁵ En effet, on a identiquement $\frac{S_t/P_t}{\Pi_t} = \frac{S_t/P_t}{y_t/L_t} = \frac{S_t L_t}{y_t P_t} = \frac{\text{massesalariale}}{\text{revenue national}}$. Autrement dit, d'après l'équation (1),

lorsque la part du revenu du capital augmente dans le revenu total, et notamment celle des profits des entreprises et des intérêts, ce phénomène est favorable à l'emploi des salariés (i.e. diminution du chômage involontaire) car les entreprises sont alors incitées à embaucher d'avantage.

³⁶ Notons que le modèle adaptatif est un cas particulier du modèle à correction d'erreur.

³⁷ Le passage de l'équation de long terme (1) à l'équation de court terme (3) faisant intervenir la variable endogène retardée est le résultat classique d'une « transformation de Koyck ».

d'emploi ($\ln \mathbf{a}$) et de la date à laquelle le chômage chronique se développe en France (capturé implicitement par la constante de calage \mathbf{f}). Le fait de déterminer la constante \mathbf{q} de manière à optimiser le modèle (sans pour autant distinguer les valeurs de \mathbf{f} et de $\ln \mathbf{a}$) implique que la date de début du développement du chômage chronique est endogène et n'est donc pas arbitrairement fixée par le modélisateur. En effet, suivant cette approche, l'écart relatif entre les salaires réels et la productivité marginale du travail est donné par la grandeur ($spread_t + \mathbf{q}$).

Par ailleurs, les relations (1) et (3) laissent à la sensibilité a_t du taux de chômage par rapport à l'excès des salaires réels la possibilité de varier suivant les dates. Au regard de la figure 1, cette variabilité signifie que les pentes de l'offre et de la demande de travail sont datées, ce qui implique que, pour une valeur donnée du *spread*, la distance CD peut être plus au moins grande suivant les dates (« effet ciseaux »). Même si l'on peut avancer l'hypothèse probable d'influences internationales³⁸, les facteurs macroéconomiques influençant ces pentes sont *a priori* nombreux et difficiles à identifier. C'est pourquoi la sensibilité a_t , qui est supposée véhiculer l'influence de facteurs latents sur le chômage, sera représentée par un processus AR(1), soit

$$a_t = \mathbf{g}_0^u + \mathbf{g}_1^u a_{t-1} + \mathbf{h}_t^u, \quad 0 \leq \mathbf{g}_1^u \leq 1 \quad (4)$$

où \mathbf{h}_t^u est un bruit blanc $N(0, \mathbf{s}_{\mathbf{h}^u}^2)$ supposé indépendant des erreurs \mathbf{e}_t^u de l'équation (3). Suivant la méthodologie du filtre de Kalman, les équations (3) et (4) représentent respectivement l'équation de mesure et l'équation d'état du taux de chômage.

2.3 - Représentation du taux de variation des salaires nominaux

La dynamique du taux de variation s_t des salaires nominaux - ces derniers comprenant l'ensemble des charges sociales - est supposée dépendre positivement du taux de croissance de la productivité marginale du travail \mathbf{p}_t ³⁹, du taux d'inflation p_t (prix de gros) et de la différence

³⁸ Notamment, lorsque le coût du travail est plus faible à l'étranger qu'en France, les firmes françaises peuvent être incitées à mettre en œuvre des stratégies de délocalisation de la production, conduisant, toutes choses égales par ailleurs, à une sensibilité plus grande du sous-emploi français au *spread*.

³⁹ La productivité marginale étant supposée proportionnelle à la productivité moyenne Π_t , les taux de variation de ces deux grandeurs sont donc égaux.

$difp_t$ entre le taux de variation des prix de détail et le taux de variation des prix de gros dans le cadre de la représentation espace-état suivante :

$$s_t = \mathbf{d}p_t + d_t p_t + d_t k difp_t + \mathbf{e}_t^s \quad \mathbf{d} > 0, \quad k > 0, \quad d_t > 0 \quad (5)$$

$$d_t = \mathbf{g}_0^s + \mathbf{g}_1^s d_{t-1} + \mathbf{h}_t^s, \quad 0 \leq \mathbf{g}_1^s \leq 1 \quad (6)$$

où \mathbf{e}_t^s et \mathbf{h}_t^s sont bruit blancs $N(0, \mathbf{s}_{e^s}^2)$ et $N(0, \mathbf{s}_{h^s}^2)$ indépendants entre eux. Les équations (5) et (6) représentent respectivement l'équation de mesure et l'équation d'état du taux de variation des salaires nominaux. Concernant la relation entre les variations de salaire et de productivité, de nombreuses études économétriques ont montré que le salaire moyen d'un pays est d'autant plus élevé que la productivité moyenne est élevée : les différences entre les productivités moyennes dans l'industrie expliqueraient entre 70% et 80% des écarts entre les salaires réels moyens.⁴⁰ L'équation (5) traduit donc en dynamique cette hypothèse pour la France.⁴¹ Soulignons par ailleurs que la sensibilité d_t du taux de variation du salaire au taux d'inflation est autorisée à varier suivant les dates, ceci afin de capturer les évolutions des réglementations, de la pression syndicale et aussi du niveau d'inflation. En fait, nous avons également estimé une spécification dans laquelle le coefficient \mathbf{d} de la productivité est variable (le coefficient de l'inflation étant alors supposé constant⁴²), mais cette spécification s'est révélée peu concluante.⁴³ Au niveau

⁴⁰ Irwin (2005), Figure 6.1 et Table 2.6.

⁴¹ Depuis Ricardo et Walras la théorie des salaires s'est focalisée sur l'égalité entre salaire réel et productivité marginale du travail, cette dernière déterminant le niveau du salaire. Cependant, les théories modernes du marché du travail montrent que la relation entre ces deux grandeurs est plus complexe. D'après la *théorie des contrats implicites*, les entreprises et les salariés décident tacitement de partager les risques en optant pour la régularité du salaire. Ce partage du risque entre employeurs et salariés peut troubler la relation entre le salaire et la productivité marginale du travail sur une période courte, mais reste en principe neutre en moyenne sur une longue période. Par ailleurs, le *salaires d'efficience* permettant une sélection efficace à l'embauche et un maintien de la productivité du travail, cette dernière devient dans cette hypothèse une fonction croissante du salaire. Mais, en dynamique sur longue période, cette théorie ne peut expliquer des *taux de croissance* différents pour les salaires réels et la productivité marginale du travail, car il faudrait pour cela supposer que les entreprises augmentent d'une manière régulière l'écart entre le salaire réel et la productivité, ce qui paraît absurde. Enfin, la *qualification des salariés* ajoute encore un élément de complexité dans la relation entre salaire et productivité. En introduisant une hétérogénéité entre travailleurs qualifiés et peu qualifiés, l'équation des salaires de Beffy et L'Angevin (2005) permet de distinguer les effets issus de la négociation salariale (différenciée par type de travailleur) et les effets de la substitution capital/travail lorsque le prix relatif des facteurs change ; les auteurs montrent également qu'une partie de l'évolution de la productivité du travail est attribuable à la structure des qualifications. Cependant, la relation (5) étant macroéconomique, ces différents effets ne peuvent bien sûr être séparés.

⁴² Compte-tenu du nombre d'observations et du caractère non linéaire du modèle, il nous fallait faire un choix entre la variabilité temporelle de \mathbf{d} et celle de d .

historique, cette « adaptabilité » des salaires à l'inflation plutôt qu'à la productivité n'est pas véritablement étonnante. Les variations de salaires et l'inflation sont des variables beaucoup plus volatiles que la croissance de la productivité, et l'élasticité des variations de salaires à l'inflation dépend de l'évolution tant du pouvoir de négociation des salariés que de celle des institutions, engendrant ou non des effets d'indexation salariale sur la hausse des prix. Cette élasticité étant a priori difficilement modélisable par des variables quantifiables, elle est supposée suivre le processus AR(1) décrit par l'équation (6).

La différence $difp_t$, entre les taux de variation des prix de détail et des prix de gros introduit la possibilité d'une pondération entre les influences de ces deux catégories de prix. Toutes choses égales d'ailleurs, on peut penser que plus cette différence est importante, et plus les syndicats pourront argumenter pour des augmentations de salaires, car si les prix à la consommation augmentent plus vite que les prix de gros, le pouvoir d'achat des salariés diminue au profit des bénéfices des entreprises du commerce de détail. D'après la relation (5), la condition $k = 1$ signifie que seuls les prix de détail interviennent dans la détermination des salaires, même si, par ailleurs, les coûts de production sont fondés sur les prix de gros. La **figure 5** montre que le taux de variation des salaires nominaux (coût horaire total du travail) est plus nettement lié au taux d'inflation lorsque l'on considère l'indice des prix de détail que lorsqu'on considère les prix de gros. Par ailleurs, les entreprises pouvant ventiler les gains de productivité du travail en augmentant leurs bénéfices ou en augmentant les salaires, il en résulte que, toutes choses égales par ailleurs, une croissance de la productivité est un facteur positif de la croissance des salaires. En fait, dans une économie concurrentielle en régime d'équilibre dynamique où la répartition des revenus est donnée, le salaire réel croît au même rythme que la productivité du travail. La **figure 6** montre que le taux de croissance du salaire réel (coût horaire total du travail déflaté par les prix de détail ou par les prix de gros) est effectivement lié à la productivité horaire du travail, la liaison étant plus marquée lorsque les salaires sont déflatés par les prix de détail.

[insérer figure 5]

[insérer figure 6]

⁴³ Dans une approche plus sociologique, Caire (2002) suggère « trois âges » caractérisant la conception de la liaison entre les salaires et la productivité du travail : comptable, monétaire et causale. Notre approche se situe dans cette dernière conception.

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 (5). Cependant, l'introduction du taux de variation retardé des salaires à droite de cette équation s'étant révélée non significative, cette spécification n'a pas été retenue. Ce résultat n'est d'ailleurs pas très étonnant, dans la mesure où l'équation fait intervenir non pas des niveaux mais des taux de variation. Notons également que les valeurs retardées des variables exogènes se sont révélées non significatives. Par ailleurs, le taux chômage retardé a également été introduit parmi les variables exogènes de la relation (5)⁴⁴, l'hypothèse étant que l'augmentation du sous-emploi peut fragiliser le pouvoir de négociation des salariés, et donc constituer un frein à l'évolution des salaires; en fait, cette variable s'est révélée non significative.⁴⁵ De même, le nombre de syndiqués et le nombre de jours de grèves ne sont pas apparus comme des facteurs significatifs, ce qui 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 pas d'autres modalités indirectes de transmission.⁴⁶ 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 annuelles⁴⁷. Notons enfin que l'équation (5) n'inclut pas de constante de calage, car cette dernière s'est révélée non significative, ce qui est d'ailleurs satisfaisant au plan théorique dans la mesure où une telle constante ne peut se justifier que par l'existence d'un biais de mesure sur les variables ou un biais de spécification du modèle.

⁴⁴ Notons que les salaires réels sont implicitement considérés dans l'équation (5) puisqu'on peut faire passer le taux d'inflation à gauche. Par conséquent, l'idée d'introduire le taux de chômage dans l'équation (5) se situe dans le droit fil de la « *wage curve* », sauf que cette dernière considère les *niveaux* du salaire réel et du chômage, tandis que la première fait intervenir les *variations* de ces deux grandeurs.

⁴⁵ Ce résultat rejoint le fait que nous n'avons pu mettre en évidence une « relation de Phillips » au cours de la période. Notons que dans un système Espace-Etat, il n'est pas possible d'utiliser comme variable exogène dans une équation de mesure (les variations de salaire) la variable endogène de l'autre équation de mesure (le taux de chômage). Pour cette raison, le taux de chômage retardé a été considéré dans l'équation des salaires.

⁴⁶ La composante syndicale a été évaluée à partir du nombre annuel de salariés syndiqués et celle des grèves du nombre de journées individuelles non travaillées, évaluations pouvant être discutées pour la qualité de leur pertinence.

⁴⁷ Concernant les grèves, on peut mentionner le travail de Borrel (1996) dans lequel l'auteur distingue trois types de conflits sociaux : les conflits localisés à but économique, les vagues de grèves ou les conflits généralisés à but plus sociologique, et enfin les journées nationales d'action, à objectif nettement politique. À l'aide d'un modèle économétrique à 11 équations en données annuelles, l'auteur parvient à la conclusion que les conflits localisés interviennent dans la détermination du salaire réel ouvrier en exerçant davantage de pression sur le patronat en vue de hausses de salaires. Quant aux conflits généralisés, leurs déclenchements seraient favorisés par un ralentissement des salaires des ouvriers et employés et par une augmentation de l'écart avec les salaires des cadres. Ces conclusions sont néanmoins conditionnées par l'incertitude de la distinction entre conflits localisés et conflits généralisés et de l'évaluation de données comme le « *niveau de coordination des stratégies de la gauche politique et syndicale* ».

3 - Le modèle chômage-salaires : estimation et résultats empiriques

Au total, 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))⁴⁸, cette dernière reposant sur le critère de maximum de vraisemblance :

Tableau 2 - Représentation Espace-Etat du taux de chômage et du taux de variation des salaires

Equations de mesure	
- Chômage :	
$U_t = \mathbf{I} U_{t-1} + (1-\mathbf{I}) a_t (\text{spread}_t + \mathbf{q}) + (1-\mathbf{I}) b (g_t - \bar{g}) + (1-\mathbf{I}) U_0 + \mathbf{e}_t^u$	(3)
- Salaires:	
$s_t = \mathbf{d} p_t + d_t p_t + d_t k \text{d}if p_t + \mathbf{e}_t^s$	(5)
Equations d'état	
- Chômage :	
$a_t = \mathbf{g}_0^u + \mathbf{g}_1^u a_{t-1} + \mathbf{h}_t^u$	(4)
- Salaires:	
$d_t = \mathbf{g}_0^s + \mathbf{g}_1^s d_{t-1} + \mathbf{h}_t^s$	(6)

La méthode du filtre de Kalman permet de prendre en compte l'éventuelle covariance contemporaine entre les résidus \mathbf{e}_t^i et \mathbf{h}_t^i ($i = u, s$), pouvant être induite par le fait que la productivité et les prix de gros figurent parmi les variables exogènes dans les deux équations de mesure. Cette covariance a été estimée en même temps que les variances résiduelles et les paramètres structurels des quatre équations, et s'est révélée non significativement différente de zéro. Nous avons donc estimé le système en évacuant la covariance puis vérifié que les deux

⁴⁸ Les estimations ont été réalisées avec le logiciel Eviews7. Les valeurs prévues en t pour $t+1$ (« *predicted values*») des variables d'état a_t et d_t sont considérées. Ces valeurs ne dépendent à chaque date que des valeurs passées des données observées.

résidus estimés sont indépendants. Concernant les équations d'état (4) et (6), nous avons tenté d'ajouter différentes variables macroéconomiques observables dans les équations d'état (taux de croissance, inflation, taux d'intérêt, etc.); cependant, aucune de ces variables ne s'est révélée significative.⁴⁹ Les valeurs initiales des coefficients a_t et d_t ont été déterminées par balayage de manière à minimiser les critères d'information (Akaike, Schwarz et Hannan & Quinn). La valeur estimée de g_o^s s'étant avérée non significativement différente de zéro dans l'équation d'état des salaires, les résultats présentés sur le **tableau 2** sont ceux obtenus en évacuant cette constante.

Concernant la détermination du taux de chômage, la valeur estimée de la constante $\hat{q} = 0.223$ permet d'évaluer l'excès du coût réel du travail par rapport à la productivité marginale avec la grandeur *spread*-22.3%. La figure 3 montre que cette dernière ne prend des valeurs positives qu'à partir de 1967 et surtout 1975⁵⁰, pour dépasser 20% en 1982, plafonner ensuite à 25% pendant dix ans de 1993 à 2003, et diminuer progressivement jusqu'à 10% en 200.⁵¹ Le fait que l'excès des salaires réels ne prenne des valeurs positives qu'à la fin des années 1960 semble conforme à la réalité historique, puisqu'il existait une tension sur le marché du travail dans les années 1945-1967 (le taux de chômage ne dépassait guère 2%, cette valeur étant en principe inférieure au taux de chômage « naturel »). Ces évolutions s'accordent avec le constat souvent fait dans la littérature économique sur le sujet, suivant lequel ce type de chômage s'est massivement développé en France depuis la fin des années 1970 jusqu'au début des années 2000.⁵²

⁴⁹ Précisons ici que la méthode du filtre de Kalman ne nécessite pas des tests préalables de stationnarité sur les variables observées.

⁵⁰ Pour une analyse de la « modération salariale » pendant les années 1973-1983, voir Ralle et Toujas-Bernate (1990) ainsi que Desplatz, Jamet et al. (2003).

⁵¹ En tendance générale, depuis la fin des années 1960, le coût du capital progresse en moyenne plus lentement que le coût du travail, accélérant la substitution du capital au travail dans les branches et les processus de production où cela est possible (mécanisation, automatisation, informatisation).

⁵² Voir notamment Laroque et Salanié (2002) ainsi que Lannes et Pâris (2010).

Tableau 2 - Estimation simultanée du taux de chômage et du taux de variation des salaires nominaux suivant la méthode du filtre de Kalman

	taux de chômage U_t	taux de variation des salaires nominaux s_t
	<i>Equation d'état (4) (i=u)</i>	<i>Equation d'état (6) (i=s)</i>
g_1^i	0.54 (2.3)	0.96 (39.9)
g_0^i	0.12 (2.0)	–
c_2^i	-4.33 (-8.2)	-4.29 (-4.0)
	<i>Equation de mesure (3)</i>	<i>Equation de mesure (5)</i>
I	0.77 (16.5)	–
b	-0.68 (-3.7)	–
U_0	4.12 (6.2)	–
q	-22.3 (-12.4)	–
c_1^u	-3.98 (-5.8)	–
d	–	1.08 (12.5)
k	–	1.15 (13.05)
c_1^s	–	0.56 (2.0)
R^2	0.98	0.89
R_D^2	0.53	0.63
LB	0.64	0.46
<i>p-value</i>		
H	0.76	0.27
<i>p-value</i>		
JB	0.54	0.36
<i>p-value</i>		
AIC		5.05
SC		5.52
HQC		5.23

Notes - Les estimations ont été réalisées en système sur la période 1952-2008 (57 années) avec la méthode du maximum de vraisemblance. Les variances des résidus e_t^i et de h_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 chiffres entre parenthèses représentent les valeurs de la statistique *t de Student*.

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 qu'une marche aléatoire avec drift. Les lignes *LB* et *H* et *JB* donnent respectivement les *p-values* de la statistique F portant sur l'autocorrélation (Ljung-Box, 2 retards), de la statistique F portant sur l'hétéroscédasticité (*Arch*, 1 retard), et de la statistique Jarque-Bera portant sur la distribution des résidus. AIC, SC et HQC désignent respectivement les critères d'information d'Akaike, de Schwarz et de Hannan & Quinn.

Le coefficient g_1^u de l'équation d'état (4) qui détermine la sensibilité a_t du taux de chômage par rapport à l'excès des salaires réels est significatif et bien compris dans l'intervalle théorique $[0, 1]$. La **figure 7** représente l'évolution de la valeur estimée de cette sensibilité (équation (4)) : on doit souligner le fait que, conformément au signe attendu, les valeurs sont positives sur l'ensemble de la période, ce qui montre la persistance de cette influence à chaque date. On constate que les valeurs oscillent autour d'une valeur moyenne assez stable d'environ 0.24, entre un minimum de 0.05 et un maximum de 0.35, ce qui indique des modifications conjoncturelles substantielles des pentes d'offre et de demande de travail. Toutefois, depuis le milieu des années 90, la sensibilité semble être caractérisée par un trend orienté à la baisse. En fait, au début des années 1990, il devient patent que la « désinflation compétitive » a convaincu les principaux partenaires politiques de gauche et de droite (période d'alternance gouvernementale et d'incertitude politique) de sorte que prix et salaires sont stabilisés de manière durable. 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. Cela pourrait expliquer le léger desserrement des tensions, accompagné par un reflux modéré du chômage attribuable en partie à la légère tendance baissière de l'élasticité. Plus généralement, on relève l'existence d'une corrélation positive significative sur l'ensemble de la période entre la sensibilité a_t et la variation retardée $U_{t-1} - U_{t-2}$ du taux de chômage ($R^2 = 0.32$), cette corrélation étant en outre sensiblement plus élevée pendant la seconde partie de la période ($R^2 = 0.59$ pour les années 1974-2008) que pendant la première partie ($R^2 = 0.12$ pour les années 1952-73). Ce résultat suggère que l'augmentation du chômage au cours de l'année précédente pourrait induire une sensibilité croissante du chômage par rapport à l'excès des salaires réels, ce résultat pouvant trouver une interprétation à la fois par la montée du chômage et celle des coûts du travail.⁵³ Remarquons que, malgré la variabilité de cette sensibilité, l'intervalle de confiance à 95% ($\hat{a}_t \pm 1.96\hat{s}_{a,t}$) donne des bornes supérieures et inférieures suggérant que l'hypothèse de stabilité serait admissible au seuil de significativité de 5%. Cependant, deux résultats laissent cette

⁵³ Du côté des salariés, l'augmentation du chômage réduit le pouvoir de négociation des syndicats qui privilégient le maintien de l'emploi sur la hausse des rémunérations. Du côté des employeurs, la politique systématique de maîtrise des coûts salariaux engagée dès la fin des années 1970 encourage à traquer toute forme d'excès des salaires réels. Dans les deux cas, la vigilance accrue des partenaires sociaux vis-à-vis de la relation entre salaires, productivité et inflation peut contribuer à augmenter la sensibilité du sous-emploi au *spread*. Sur le pouvoir syndical, on peut mentionner, au sein d'une littérature abondante, la contribution de Dunlop (1958) ainsi que celle de L'Horty et Sobczak (1996).

question ouverte. En premier lieu, en abaissant le seuil de 5% à 1%, un nombre significatif de valeurs est situé en dehors de l'intervalle de confiance, suggérant ainsi une variabilité temporelle de la sensibilité. En second lieu, en comparant entre deux sous-périodes les estimations du modèle en supposant tous les coefficients fixes, nous avons montré dans un précédent travail que l'hypothèse d'une valeur constante de la sensibilité sur l'ensemble de la période est fortement rejetée au seuil de 5%.⁵⁴

[insérer figure 7]

Concernant les paramètres fixes de l'équation de mesure du chômage (3), le coefficient négatif obtenu pour le taux de croissance de la production ($\hat{b} = -0.68$) est conforme au signe attendu et du même ordre de grandeur que le coefficient caractérisant la loi d'Okun.⁵⁵ Quant à la valeur estimée du taux de chômage *structurel* ($\hat{U}_0 = 4.12\%$), on constate qu'elle est du même ordre de grandeur que les valeurs généralement admises du taux de chômage « naturel ».⁵⁶ Enfin, le coefficient du taux de chômage retardé ($\hat{I} = 0.77$) indique un délai moyen de propagation \bar{T} des facteurs de l'ordre de 3.35 années ($\bar{T} = \frac{\hat{I}}{1-\hat{I}} = 3.35$), valeur qui semble crédible dans la mesure où cette durée correspond approximativement à la longueur moyenne d'un cycle conjoncturel.

La **figure 8** retrace sur l'ensemble de la période les valeurs de long terme estimées des trois composantes du taux de chômage figurant dans la relation (1). Les valeurs obtenues indiquent que la composante chronique ($\hat{a}_t(\text{spread}_t + \hat{q})$) est inexistante jusqu'au début des années 1970, date à laquelle elle commence à se développer pour atteindre un maximum de 7.8% en 1994, puis diminue pour passer en dessous de 2% en 2008. En fait, les résultats indiquent que jusqu'au choc pétrolier de 1973, le facteur chronique a joué un rôle favorable sur

⁵⁴ Voir Chelini et Prat (2007), Table 2.

⁵⁵ Toutefois, Blanchard et Cohen (2006) estiment que le coefficient d'Okun valait en France de -0,17 au cours des années 1960 et 1970, contre -0,40 de 1981 à 2000 (p.222), alors que suivant des analyses plus récentes, il serait aujourd'hui proche de -0,60, rejoignant ainsi ce qui est estimé pour les États-Unis. Ces valeurs ne peuvent être comparées directement à la valeur obtenue dans l'équation (3), puisque l'excès des salaires réels et la valeur retardée du taux de chômage y interviennent également aux cotés du taux de croissance de la production pour déterminer le taux de chômage. Cependant, ces résultats suggèrent l'introduction d'un coefficient variable pour le taux de croissance de la production, comme cela a été fait avec l'excès des salaires réels. Malheureusement, une telle approche ne peut être envisagée avec nos données annuelles en raison d'un nombre insuffisant d'observations, mais elle serait envisageable en considérant des données trimestrielles. Il y a là une voie de recherche, même si, au regard des propriétés statistiques des résidus du modèle proposé, tout se passe comme si l'équation du chômage (3) était valablement spécifiée.

⁵⁶ Voir ci-dessus, note (11).

l'emploi, puisque les valeurs négatives de cette composante traduisent une « tension » sur le marché du travail abaissant le taux de chômage observé vers une valeur d'environ 2%, située donc au dessous du taux de chômage structurel. Par ailleurs, la figure montre que la somme $(\hat{b}(g_t - \bar{g}) + \hat{U}_o)$ des composantes conjoncturelle et structurelle du chômage varie entre un minimum de 1.8% et un maximum de 6% au cours de la période. Sachant que le facteur conjoncturel du chômage n'existe que lorsque cette somme dépasse le chômage structurel (soit 4.1%), la figure 8 montre que le facteur conjoncturel ne semble vraiment prendre de l'importance qu'après le choc pétrolier. Au total, ces résultats montrent que, à chaque date, on ne peut négliger ni les facteurs de type chronique résultant d'un excès des salaires réels par rapport à leur niveau d'équilibre, ni les facteurs conjoncturels résultant d'une insuffisante activité sur le marché des biens, ni les facteurs structurels.⁵⁷ Notamment, après le choc de 1973, les trois catégories de chômage se cumulent pour expliquer la hausse du chômage vers des niveaux à deux chiffres.

[insérer figure 8]

[insérer figure 9]

Concernant le taux de variation des salaires nominaux, le coefficient autorégressif g_1^s de l'équation d'état (6) permettant d'estimer l'élasticité d_t du taux de variation des salaires par rapport à l'inflation est significatif et compris dans l'intervalle attendu [0, 1]. La **figure 9** montre que cette élasticité évolue entre un maximum proche de l'unité en début de période vers une valeur proche de zéro en fin de période ; l'intervalle de confiance à 95% délimité par les valeurs supérieures et inférieures indique que l'hypothèse de stabilité n'est pas admissible au seuil de 5%. En fait, la baisse tendancielle de d_t à partir du milieu des années 1970 peut être attribuée aux phénomènes de désinflation et de désindexation des salaires, ainsi qu'à la diminution de l'influence des syndicats et à une persistance du chômage pouvant réduire la capacité des salariés à agir sur les salaires, ceci même si le chômage n'est pas apparu économétriquement significatif dans l'explication des salaires sur l'ensemble de la période. Les employeurs sont alors objectivement en position de force non seulement en raison de l'abondance de l'offre de travail de la part des salariés, mais aussi parce qu'une inflation modérée (2% par an) ne constitue pas un argument suffisamment valide dans les revendications salariales. La concurrence internationale, effectivement plus vive dans les années 1975-2008 qu'auparavant, forme un contre-argument de poids dans le discours patronal. Ce résultat d'une décroissance de la

⁵⁷ Relevons que si les composantes chronique et conjoncturelle sont relativement peu liées, elles ne sont néanmoins pas indépendantes. En effet, la corrélation entre les deux composantes de la figure 8 s'élève à $R^2 = 0.28$.

sensibilité des salaires à l'inflation au cours de la période va dans le même sens que les analyses de la littérature. En effet, avec la politique de désinflation compétitive des années 1980, plusieurs observateurs ont fait remarquer l'altération de la relation à long terme entre salaires nominaux et inflation. Notamment, à partir d'un panel de données relatives aux conventions collectives dans le secteur privé, Blanchard et Sevestre (1989) ont avancé une interprétation judicieuse et généralement admise sur la rupture de juillet 1982 dans l'ajustement des salaires nominaux aux prix (voir figure 2) : la corrélation entre inflation et croissance des salaires nominaux n'a pas disparu, mais les anticipations d'inflation (en baisse) ont un rôle qui a gagné en importance (car l'inflation devient moins instable dès le début des années 1990), ce qui permet aux employeurs d'accompagner la modération des revendications salariales.

Par ailleurs, dans l'équation de mesure estimée des salaires \mathfrak{S} , on constate que le coefficient fixe associé au taux de variation de la productivité est non significativement différent de l'unité ($\widehat{d} = 1.08$) ; ce résultat est intéressant, car, dans un équilibre de long terme, le salaire réel doit en principe croître au même rythme que la productivité du travail. Quant à la valeur estimée du coefficient de l'écart entre les taux de variation des prix de détail et des prix de gros ($\widehat{k} = 1.15$), le fait que cette valeur ne soit pas significativement différente de l'unité indique que les salaires dépendent des prix à la consommation et non des prix de gros, ce résultat étant conforme au fait que les syndicats négocient généralement sur la base des prix de détail.

On peut apprécier la qualité globale des ajustements obtenus avec les équations de mesure 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 (voir Tableau 2).⁵⁸ Ce dernier indicateur est d'autant plus intéressant à considérer ici que les deux variables d'état a_t et d_t suivraient une marche aléatoire si les coefficients autorégressifs g_1^i ($i = u, s$) étaient égaux à l'unité. Les valeurs obtenues R_D^2 indiquent que la variance résiduelle de l'équation de mesure est

⁵⁸ 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 impliquerait que le modèle estimé conduit à une représentation de moins bonne qualité qu'une simple marche aléatoire avec dérive.

respectivement de 0.47 fois celle de la marche aléatoire pour le taux de chômage et de 0.37 fois pour le taux de variation des salaires. Ces diminutions très substantielles des variances résiduelles confirment que le modèle à composante inobservable domine très largement la marche aléatoire. Les **figures 10** et **11** montrent, respectivement pour le taux de chômage et le taux de variation des salaires, que les valeurs estimées d'après les équations de mesure (3) et (5) représentent d'une manière satisfaisante les valeurs observées du taux de chômage et du taux de croissance des salaires au cours de la période 1952-2008, les points de retournements majeurs étant généralement assez bien représentés. Les natures monétaire des salaires et sociodémographique du chômage confèrent aux premiers un caractère d'autant plus volatile par rapport au second que les salaires sont considérés en taux de variation alors que le chômage est considéré en niveau, de sorte qu'il n'est guère étonnant de constater que l'ajustement soit de meilleure qualité pour les salaires que pour le chômage. En fait, la flexibilité apparente plus importante des salaires est liée aux enjeux sociaux et politiques plus marqués qu'ils impliquent, les faisant déborder de la sphère proprement comptable de l'économie : politique générale de l'Etat et du gouvernement, rapports de forces syndicats / patronat, part plus ou moins mutualisée du salaire (assurances sociales). Le volume du chômage n'est pas étranger à toutes ces dimensions, mais la relation y semble moins étroite ou moins directe.

[insérer figure 10]

[insérer figure 11]

Nous examinons enfin les propriétés statistiques des résidus \hat{e}_t^u et \hat{e}_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, puisque les valeurs obtenues dépassent largement le seuil de 5% (on trouve 54% pour le chômage et 36% pour les salaires), ce qui suggère l'absence d'anomalies statistiques en nombre significatif (points aberrants). Enfin, les tests de diagnostic concernant l'autocorrélation (Ljung-Box, *LB*) et l'hétéroscédasticité (*Arch*) de ces résidus permettent de conclure à l'absence d'autocorrélation et d'hétéroscédasticité, ceci tant pour l'équation du chômage que pour l'équation des salaires. L'ensemble de ces résultats montre donc que les résidus estimés \hat{e}_t^u et \hat{e}_t^s ont des bonnes propriétés statistiques, ce qui étaye les formulations proposées, notamment en ce qui concerne les hypothèses de stabilité faite sur les

paramètres autres que a_t et d_t . Cependant, les figures 10 et 11 montrent des écarts particulièrement importants entre les valeurs observées et les valeurs calculées à certaines dates. En ce qui concerne le taux de chômage, la **figure 10** montre des écarts substantiels pour les années 1979, 1984 et 1994-95. On peut relier ces écarts respectivement au second choc pétrolier de 1979, 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 11** montre que les écarts entre les valeurs observées et calculées sont généralement plus importants avant 1975 qu'après, la croissance plus rapide des salaires pendant les « trente glorieuses » étant accompagnée par une plus grande volatilité de ces derniers. En fait, le système français de négociation salariale, longtemps centralisé au niveau national à l'échelle des branches et articulé en grilles plus ou moins sophistiquées dans les conventions collectives (révisées chaque année ou presque), peut induire selon la période, aussi bien une variation annuelle marquée de la masse salariale (chocs pétroliers) qu'une grande continuité (stabilité des prix). Il est vrai que depuis les lois Auroux de 1982 et la libéralisation économique générale, les négociations salariales se sont nettement décentralisées et les conventions collectives d'entreprise multipliées. Mais la tendance générale étant à la désinflation, ce phénomène aurait plutôt tendance à renforcer la « stabilité » générale des salaires. Les principaux écarts entre les valeurs observées et calculées des salaires semblent aussi pouvoir être reliés à l'histoire économique. Pour les écarts positifs, plusieurs périodes témoignent d'une pression accrue des syndicats ou d'une libéralité temporaire du patronat : 1954-57 sous la IV^e République après les mesures Pinay de 1952, alors que les prix de détail sont immobiles de 1952 à 1956, mais aussi 1968-1970 dans la foulée des mouvements sociaux et de la naissance du SMIC en 1970, 1975 et la relance de J. Chirac⁵⁹, 1981 et la relance de P. Mauroy. À l'opposé, les valeurs observées des variations de salaires sont inférieures aux valeurs calculées par le modèle en période de maîtrise des coûts ou de politique à tendance déflationniste ou stabilisatrice : 1958 avec le plan Pinay-Rueff⁶⁰, 1976 avec le plan Barre, 1985 dans la foulée de la « rigueur » de J. Delors (mars 1983).

⁵⁹ En 1975, les salaires augmentent sensiblement plus vite que ce qui est prévu par le modèle car l'action gouvernementale est inverse de celle de 1958 : la politique de modération engagée en 1974 laisse la place à une politique de relance par le gouvernement Chirac, laquelle affecte rapidement l'inflation sans agir sur l'inertie de croissance des salaires. En 1974, les prix de détail, les prix de gros et les salaires croissent respectivement aux rythmes de 13%, 18% et 17% ; par contre, en 1975, l'inflation diminue à 11% pour les prix de détail et seulement 3% pour les prix de gros mais les salaires continuent leur progression à 19%.

⁶⁰ En 1958, les prix augmentent fortement (15% pour le détail) et l'équation du modèle projette logiquement une hausse importante des salaires (de l'ordre de 17%). Or, la hausse effective est moindre (de l'ordre de 12%) : 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.

4 - Conclusions

Dans une perspective macroéconomique, le modèle proposé cherche à expliquer d'une manière simultanée les dynamiques du taux de chômage et des variations de salaires en France sur la période 1950-2008. Sur le plan théorique, l'équation du chômage distingue un facteur *chronique* caractérisé par l'excès des salaires réels par rapport aux gains de productivité du travail, un facteur *conjoncturel* caractérisé par une croissance insuffisante de la production sur le marché des biens et services, et un facteur *structurel* pouvant plus ou moins être rapproché du concept de taux de chômage naturel dans une économie en croissance, incluant les facteurs frictionnel, technologique et volontaire du chômage. Quant aux variations des salaires, elles sont supposées dépendre des gains de productivité et de l'inflation. Sur le plan empirique, le cadre d'analyse est celui d'une représentation simultanée du chômage et de la variation des salaires fondée sur un modèle Espace-Etat estimé suivant la méthodologie du filtre de Kalman, cette dernière permettant l'introduction de paramètres variables suivant les dates.

Conformément à ces hypothèses, le taux de chômage est apparu dépendre positivement de l'excès du coût horaire total réel du travail (salaires comprenant toutes les charges sociales, déflatés par les prix de gros) par rapport à la productivité marginale du travail, négativement de l'écart entre taux de croissance du PIB réel et sa moyenne de long terme, et enfin d'une composante structurelle constante d'environ 4%. Concernant l'influence positive de l'excès des salaires réels, les résultats indiquent qu'un excès de 10% génère en moyenne un taux de chômage de 2.4%, cette valeur pouvant cependant varier entre un minimum de 0.5% et un maximum de 3.5%. Les valeurs obtenues indiquent que cette composante chronique du chômage est inexistante jusqu'au début des années 1970, date à laquelle elle se développe pour atteindre un maximum de 7.8% en 1994, puis diminue pour tomber au dessous de 2% en 2008. Quant à l'influence du taux de croissance de la production, elle est négative, ce résultat étant en accord avec la loi d'Okun. Enfin, la spécification retenue indique un ajustement progressif du chômage par rapport aux facteurs susvisés, avec un délai moyen d'influence de l'ordre de 3,3 ans, cette durée correspondant approximativement à la longueur moyenne d'un cycle conjoncturel. Au total, les résultats montrent donc l'existence à la fois d'un chômage de type chronique résultant d'un excès des salaires réels, d'un chômage conjoncturel résultant d'une croissance trop faible sur le marché des biens, et d'un chômage structurel de l'ordre de 4%. Quant à la dynamique des salaires (charges comprises), elle apparaît déterminée par deux facteurs essentiels : le taux de croissance de la productivité du travail (avec un coefficient estimé fixe proche de 1) et le taux

d'inflation (prix de détail). L'élasticité des salaires par rapport à l'inflation est apparue très variable, allant d'une valeur proche de l'unité en début de période vers une valeur voisine de zéro en fin de période : les phénomènes de désinflation et de désindexation ainsi que la diminution du pouvoir syndical qui sont observés au cours de la période peuvent expliquer ce résultat.

Dans l'ensemble, ces résultats semblent conformes tant à l'histoire économique française qu'à la théorie économique et aux résultats économétriques antérieurs de la littérature, et leur principal mérite est sans doute de présenter une synthèse par une modélisation dépouillée faisant ressortir les principaux facteurs macroéconomiques du chômage et des salaires en longue période, en tenant compte du fait que les sensibilités de ces deux grandeurs par rapport à leurs facteurs doivent être datées. Une première extension envisagée de ce travail sera d'endogénéiser l'inflation en introduisant une troisième équation de mesure dans le modèle Espace-Etat. Une seconde extension sera d'examiner si l'approche cliométrique appliquée à l'économie française reste valide par exemple pour l'Allemagne, premier partenaire commercial de la France. Enfin, l'exploitation de données trimestrielles pourrait permettre d'enrichir la modélisation en introduisant des spécifications sans doute plus précises mais aussi plus complexes.

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.

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. (2012), « *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

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, bouc le 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
- 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
- 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

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. (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 en francs et en indices

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 8.

2. Production industrielle

Pour 1950-1980 : Bryan R. Mitchell, *International Historical Statistics, Europe 1750-1993*, Londres, MacMillan, New York, Stockton Press, 1998 p 423, pour 1980-2008 : INSEE, *Séries longues*, INSEE Conjoncture, Paris, Edition 2003, p 8 et actualisation en ligne www.insee.fr. La France a connu la succession de plusieurs indices pour la période 1950-2000, respectivement en base 1952, 1959 puis 1962, 1970, 1980, 1990, 1995, et actuellement 2000.

3. Salaire horaire brut, en indice

Source. Michèle Casaccia, Géraldine Séroussi, *Séries longues sur les salaires*, INSEE, Résultats, Emplois-Revenus, 2000, n°172, p 38-41, tableau 7. Mise à jour par la série en ligne, www.insee.fr, ASF_041DD14.xls. La série

initiale, base 100 en 1951 a été recalculée en base 100 = 1950 [La hausse de l'année 1950 est estimée à +15,5%, comme pour le salaire net moyen annuel]. Cet indice, appelé de 1951 à 1998, «Taux de salaire horaire des ouvriers », et depuis 1998, «Indice de Salaire horaire de base des ouvriers » est fondé sur les enquêtes ACEMO, *Activité et Emploi de la Main d'œuvre, du Ministère du Travail et des Affaires Sociales*. Seul l'indice est disponible, il n'existe pas de série en valeur monétaire.

4. Salaire annuel net

Michèle Casaccia, Géraldine Seroussi, *Séries longues sur les salaires 1950-1998, Op. Cit*, Mise à jour par la série en ligne ASF_041DD10.xls. Il s'agit du salaire net annuel moyen, pondéré par les effectifs salariés, secteur privé et semi public, salariés à temps complet (y compris apprentis stagiaires). Salaires nets de prélèvements (cotisations sociales, CSG et CRDS). Années - travail : un salarié employé à temps complet pendant 12 mois compte pour une année - travail ; s'il a travaillé 3 mois, il compte pour 0,25 année - travail. Source : INSEE, *Déclarations Annuelles de Données Sociales, DADS, 1950-2008* ; estimation pour les années 1981, 1983 et 1990.

5. Masse salariale brute globale

Champ : Revenu du travail perçu par les salariés : total des salaires et traitements versés par les employeurs, cotisations sociales incluses. Source : INSEE, *Annuaire Rétrospectif de la France, 1948-1988*, Paris, 1990, p 251-252. Pour la période récente, INSEE, *Comptes nationaux, annuels et rétrospectifs*, tableau en ligne n°1.202 « Partage de la valeur ajoutée à prix courants ». Base 1971 pour 1950-69, base 1980 pour 1970-1979, base 2000 pour 1980-2008.

6. 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.

7. Prix de gros, indice (produits manufacturés seuls, après 1980)

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. Elle l'a décomposé en prix à la production des produits manufacturés, des biens intermédiaires, des produits agricoles et des matières premières importées.

8. Déflateur du PIB

Pour la période 1950-79, construite en 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 », construite en base 2000.

9. Productivité horaire du travail (PIB/heure travaillée)

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.

10. Chômage 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.

11. Population active

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.

12. Population active salariée totale

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

13. Taux d'intérêt à long terme

Définition : 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 trimestrialisé].

14. Formation Brute de Capital Fixe

FBCF : Formation Brute de Capital Fixe. Base 1971 pour 1950-69, base 1980 pour 1970-1979, base 2000 pour 1980-2008. Source : INSEE, *Annuaire Rétrospectif de la France, 1948-1988*, 1990, p 239, 241. INSEE, *Comptes nationaux*, annuels et rétrospectifs en ligne, depuis 1978. Tableau 1.101 « Ressources et emplois de biens et services à prix courants ».

15. Durée annuelle du travail des salariés (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 approche 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 rétropolée 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. Grèves : journées individuelles non travaillées

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.

17. 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 2 - Coût horaire réel total du travail et productivité marginale du travail

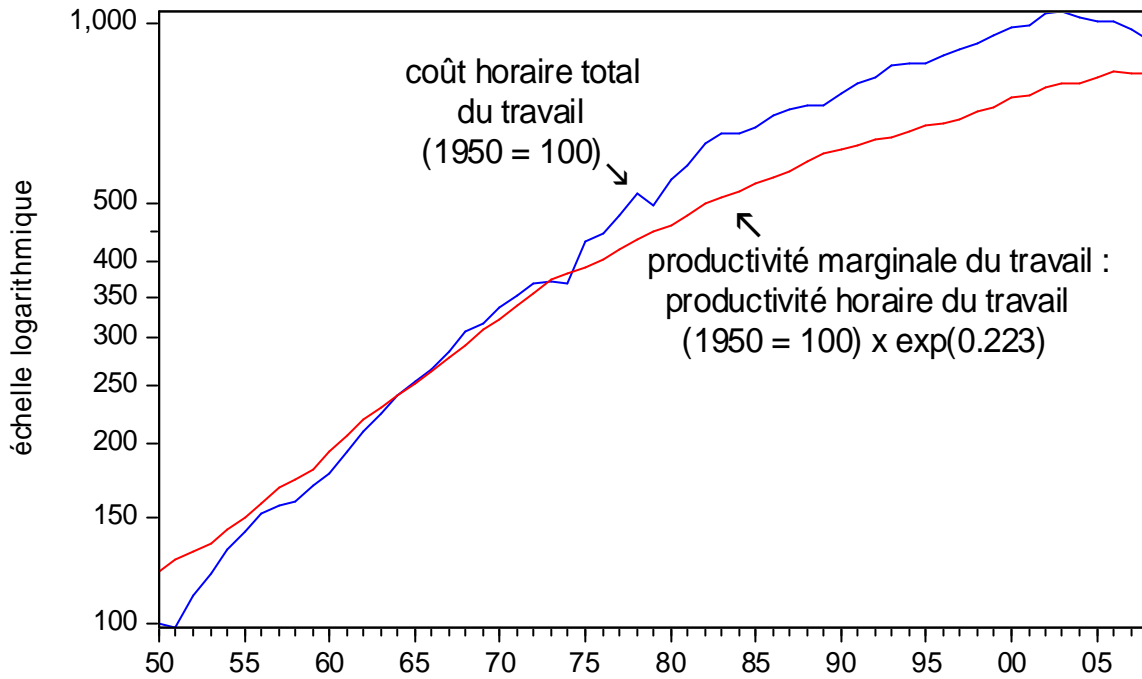


Figure 3 - Taux de chômage et excès du coût horaire réel total du travail sur la productivité marginale du travail

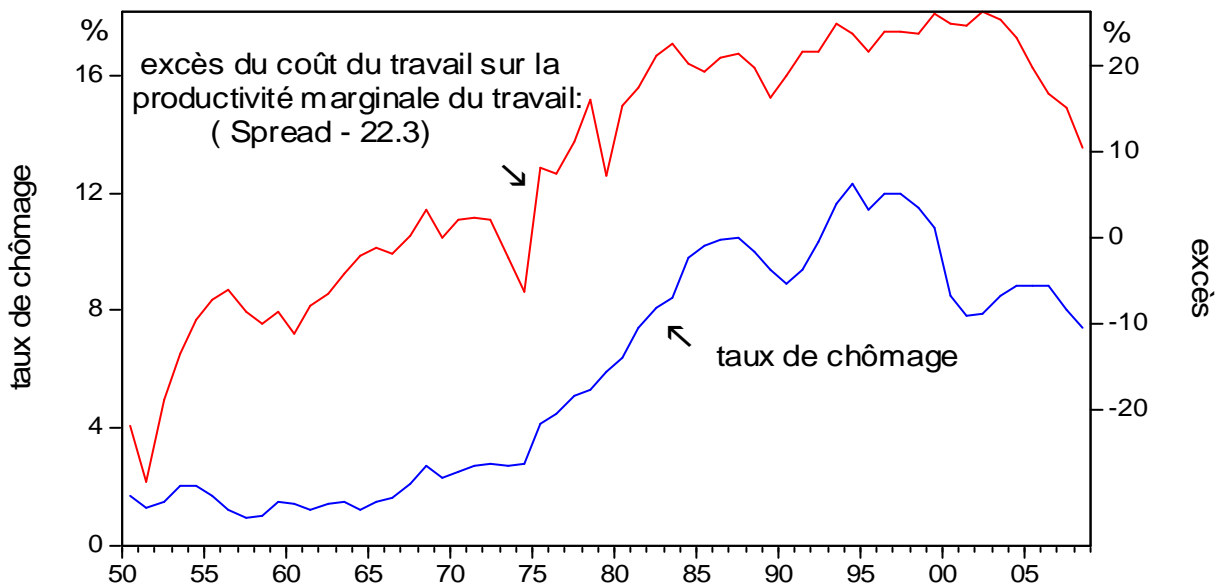


Figure 4 - Variation du taux de chômage et taux de variation du PIB réel

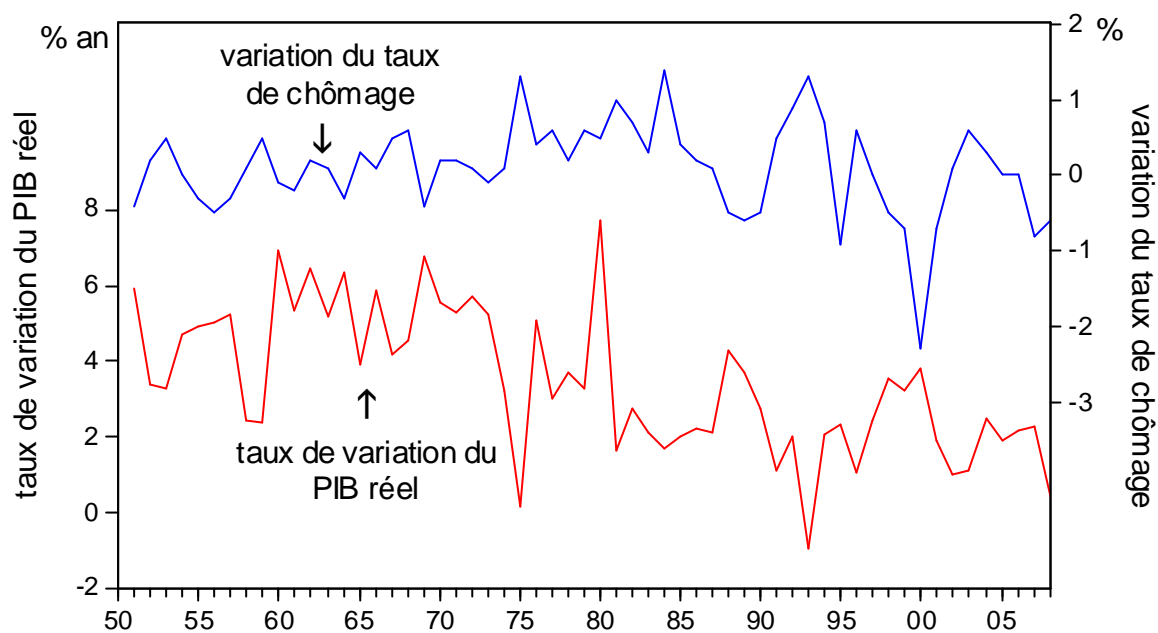


Figure 5 - Taux de variation du coût horaire total du travail et taux d'inflation

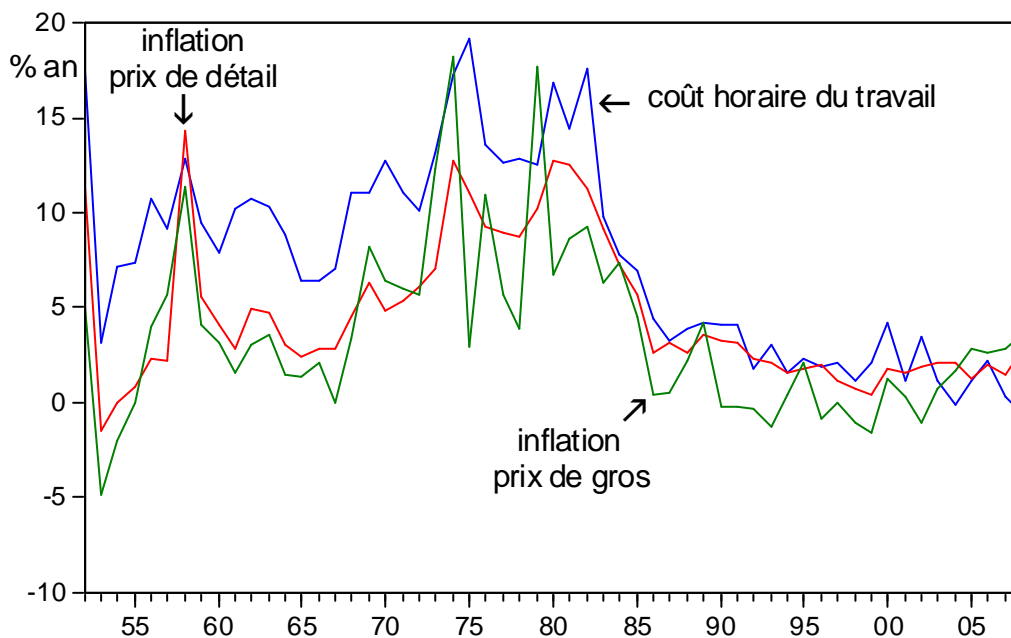


Figure 6 - Taux de variation du coût horaire réel total du travail et taux de variation de la productivité horaire du travail

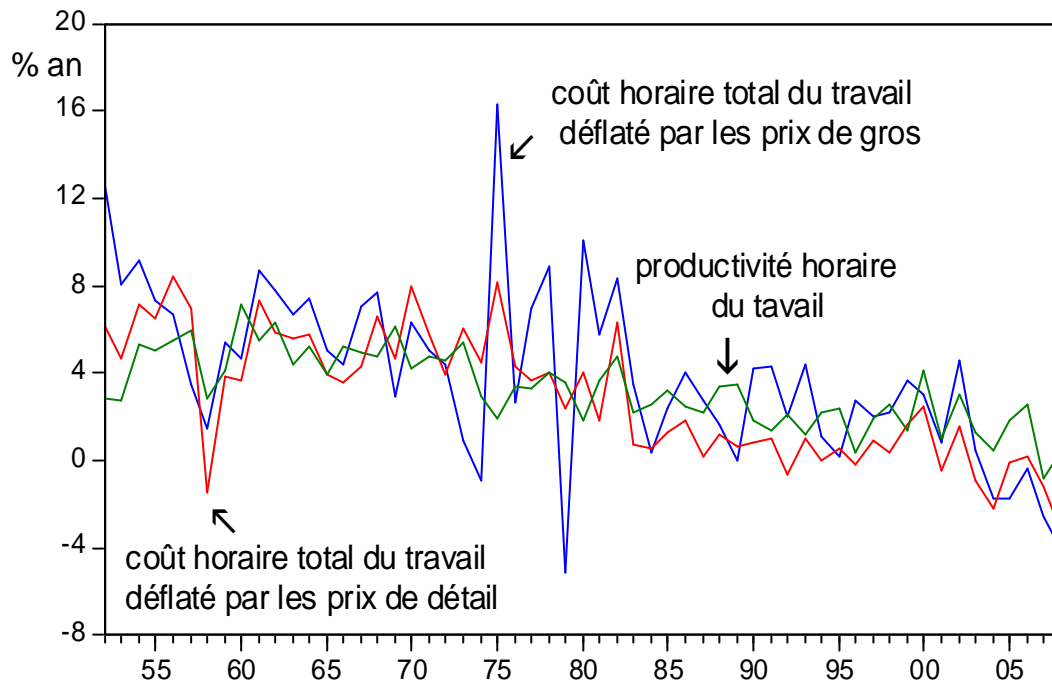


Figure 7 - Sensibilité du chômage à l'excès des salaires réels

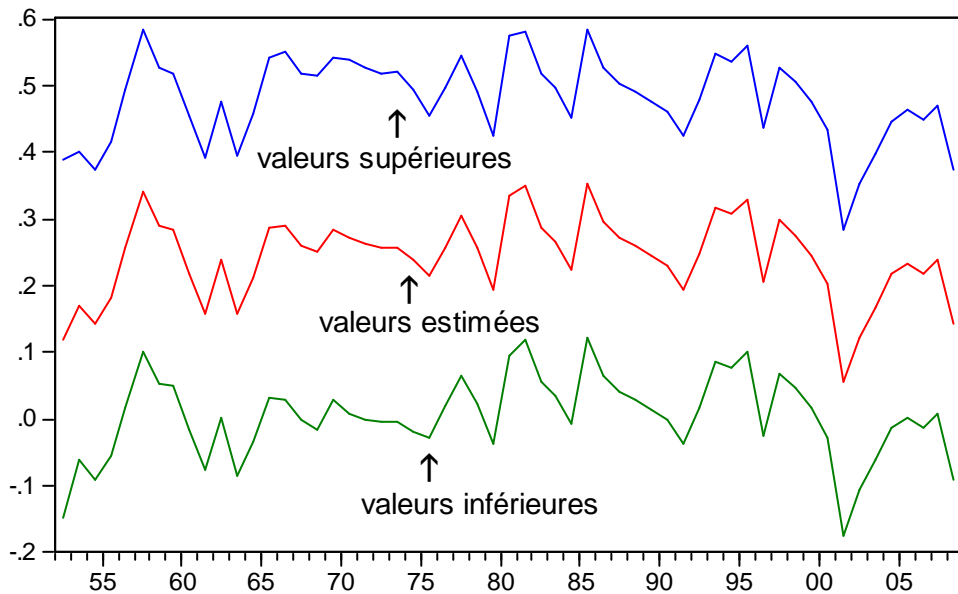


Figure 8 - Valeurs de long terme des composantes chronique, conjoncturelle et structurelle du taux de chômage

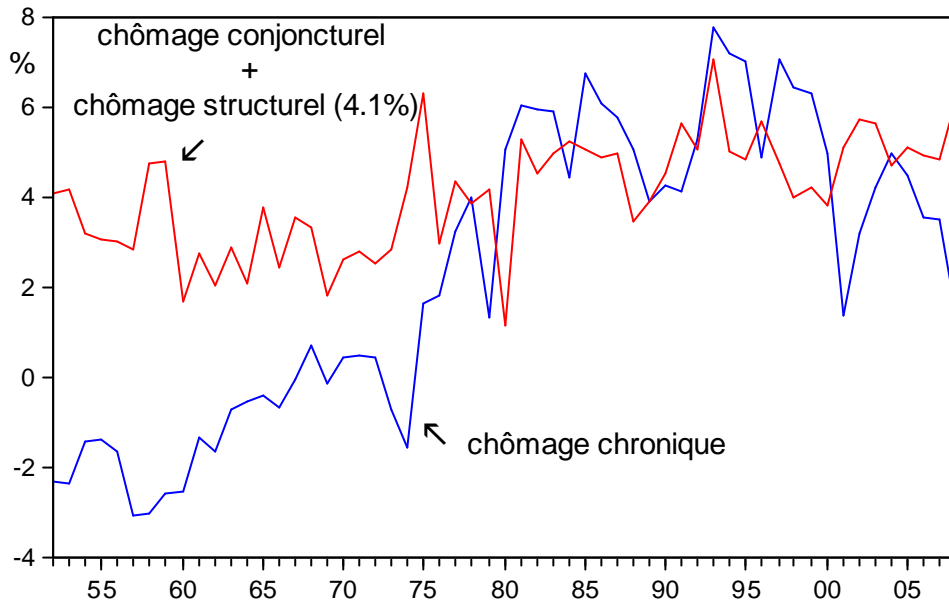


Figure 9 - Elasticité des salaires nominaux par rapport au niveau des prix

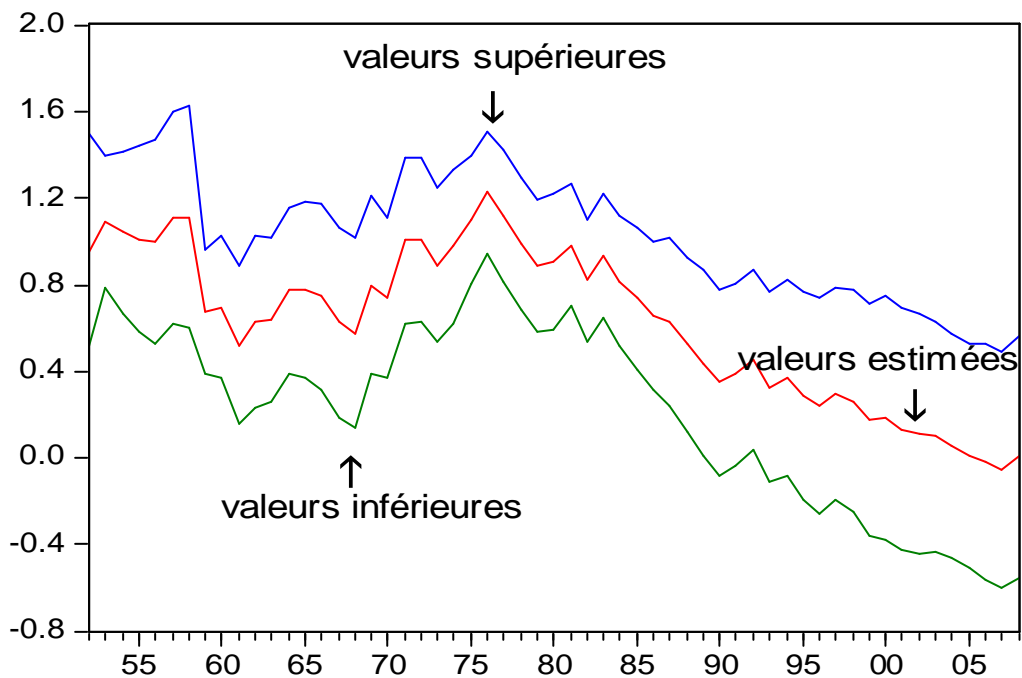


Figure 10 - Valeurs observées et estimées du taux de chômage

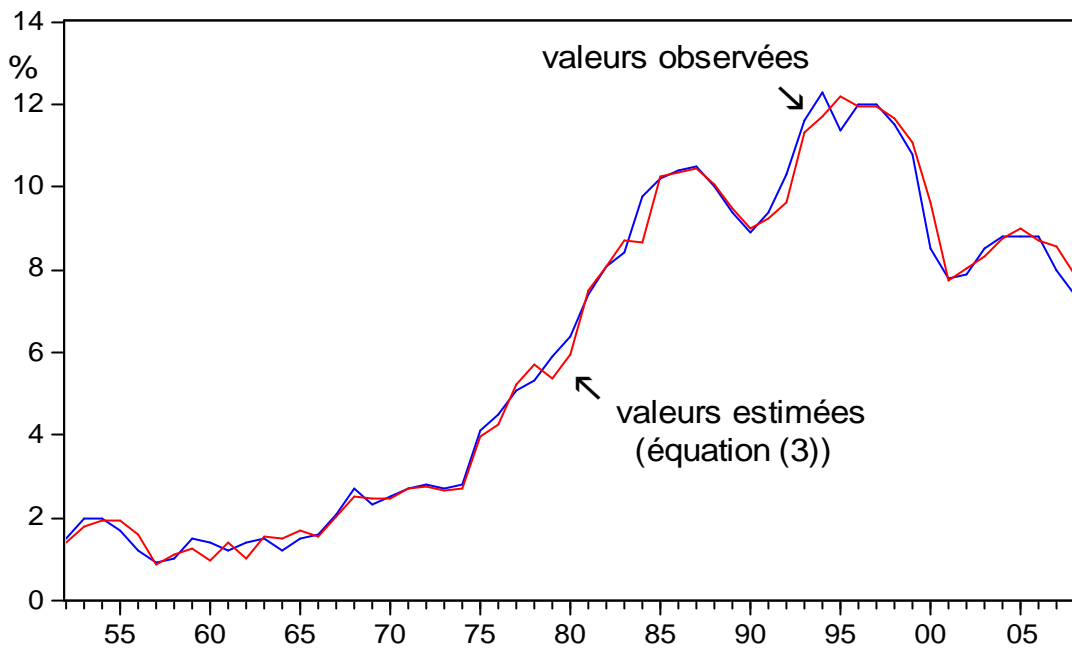


Figure 11 - Valeurs observées et estimées du taux de variation du coût horaire total du travail

