



HAL
open science

Le chômage structurel à 5% en France ?

Eric Heyer, Xavier Timbeau

► **To cite this version:**

Eric Heyer, Xavier Timbeau. Le chômage structurel à 5% en France ?. Revue de l'OFCE, 2002, 80, pp.115-151. 10.3917/reof.080.0115 . hal-01017735

HAL Id: hal-01017735

<https://sciencespo.hal.science/hal-01017735>

Submitted on 3 Jul 2014

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.

LE CHÔMAGE STRUCTUREL À 5 % EN FRANCE ?

Éric Heyer et Xavier Timbeau *

Département analyse et prévision de l'OFCE

*« La théorie, c'est quand on sait tout et que rien ne fonctionne.
La pratique, c'est quand tout fonctionne et que personne ne sait pourquoi.*

Ici, nous avons réuni théorie et pratique :

Rien ne fonctionne... et personne ne sait pourquoi ! »

Albert Einstein

En partant d'un modèle espace-état standard, composée de la relation de Phillips en forme réduite, nous proposons dans cette étude un modèle enrichissant la dynamique, en distinguant explicitement NAIRU et chômage structurel. Ce modèle nécessite une estimation par le filtre de Kalman et s'apparente aux estimations de TV-NAIRU. À partir d'hypothèses raisonnables sur la variance des innovations affectant le NAIRU, nos estimations aboutissent à une évaluation du NAIRU habituelle pour la France, alors que la valeur du taux de chômage structurel est comprise entre 5 et 6 %, réconciliant la mesure du chômage structurel avec l'intuition du taux de chômage de « plein emploi ». Contrairement au modèle standard, qui exploite uniquement l'information contenue dans la courbe de Phillips, le modèle employé permet, par ailleurs, une validation empirique de quelques déterminants du chômage structurel. Ainsi, le dilemme inflation-chômage ne subsiste pas à long terme ; les taux d'intérêt réels de long terme jouent positivement sur le taux de chômage structurel (1 point de taux d'intérêt implique 0,5 point de chômage) ; la productivité joue négativement (1 point de productivité en plus abaisse le taux de chômage structurel de 0,5 point) ; le ratio salaire minimum sur salaire moyen joue positivement sur le taux de chômage structurel ; le taux de remplacement et le coin fiscal-social n'influent pas. Cette liste reste néanmoins ouverte à d'autres facteurs, comme le niveau d'employabilité de la main-d'œuvre, qui ont un impact significatif sur la formation du chômage structurel.

La liaison entre inflation et chômage est une des bases de l'analyse macroéconomique et a donné lieu à une activité intellectuelle intense au cours des dernières décennies. Les travaux de Phillips en 1958 ont

* Les auteurs remercient G. Cette, R. Gordon, H. Le Bihan, A. Quinet et H. Sterdyniak pour leurs commentaires.

mis en évidence une liaison empirique entre le taux de croissance des salaires et le niveau du chômage. Samuelson et Solow en déduisaient un arbitrage entre inflation et chômage que réfuta Phelps en 1967 puis Friedman en 1968, par un argument théorique¹, et fit du taux de chômage naturel² un concept central de l'analyse macroéconomique. Presque un demi-siècle plus tard, le débat est toujours actif et le perfectionnement de l'économétrie n'a pas encore résolu la question de la valeur du chômage d'équilibre, de ses déterminants, de la liaison avec l'inflation et de la pertinence du dilemme inflation-chômage.

Deux approches sont possibles quant à la détermination du chômage d'équilibre³ : la courbe de Phillips augmentée et sa formulation en termes réels, le modèle WS-PS. Les deux modèles reposent sur une équation d'évolution des salaires et une équation d'évolution des prix. La courbe de Phillips postule une liaison entre taux de croissance des salaires (variable expliquée), taux de croissance des prix, taux de chômage et d'autres variables représentant des chocs d'offre. L'équation de salaire WS est en niveau. Le niveau des salaires est déterminé par le niveau des prix et le niveau du chômage, ainsi que d'autres variables mesurant divers aspects structurels du marché du travail (pouvoir de négociation, coin fiscal-social, salaire de remplacement).

Dans les deux approches, les équations de prix sont similaires. Elles relient la formation des prix de production aux coûts de production et au comportement de marge.

On accepte généralement, au moins pour les pays européens, que le taux de chômage est intégré d'ordre 1, que les prix de consommation et de production sont intégrés d'ordre 2, que les salaires (horaire ou par tête) sont intégrés d'ordre 2, que le salaire réel est

1. Au lieu d'être vu comme un phénomène stable, l'interprétation de Phelps et de Friedman fait de la courbe de Phillips un phénomène essentiellement transitoire lié à une situation de déséquilibre, elle-même liée à une erreur d'anticipation. L'élément fort de cette approche, c'est la réinterprétation de façon permanente de la notion d'anticipation. Ainsi, concernant l'insertion du taux d'inflation dans l'équation des salaires, Phelps et Friedman émettent l'idée selon laquelle il semblerait plus judicieux d'intégrer un taux d'inflation anticipé à côté du taux de chômage dans la relation de Phillips. Ces auteurs, fidèles à la tradition néo-classique, considèrent que la demande de travail émanant des firmes résulte de la comparaison du salaire réel et de la productivité marginale du travail. Ainsi, le raisonnement ne s'effectue plus en fonction du salaire nominal, mais du salaire réel. Pour ces auteurs, l'offre excédentaire de travail ne détermine pas les variations du salaire nominal, mais bien celle du salaire réel anticipé. Le taux de croissance de ce dernier peut alors s'écrire comme la différence entre le taux de croissance du salaire monétaire et le taux d'inflation anticipé.

2. La définition friedmanienne du taux de chômage naturel ou frictionnel est le taux de chômage « tiré d'un système walrasien d'équations d'équilibre général, pourvu qu'il incorpore les caractéristiques structurelles incluant les imperfections des marchés, la variabilité stochastique de l'offre et de la demande, le coût d'accès à l'information... » (Friedman (1968), page 8). Pour Phelps, il semble nécessaire d'introduire de nouvelles variables explicatives dans l'équation de détermination des salaires monétaires et qui permettent d'expliquer les variations du taux de chômage naturel.

3. Pour une analyse plus détaillée sur les différents concepts et mesure du taux de chômage d'équilibre, le lecteur pourra se référer par exemple à Le Bihan et Sterdyniak (1998), L'Horty Thibault (1998) ou Cotis et alii (1996).

intégré d'ordre 1, que le taux de marge (défini comme le ratio des prix de production aux coûts de production) est intégré d'ordre 1. Ces faits imposent sur le système WS-PS et Phillips des contraintes⁴.

L'équation de salaire de Phillips augmentée ne peut avoir de sens que si le taux de croissance des salaires n'est pas parfaitement indexé sur le taux de croissance des prix. Dans ce cas, il peut exister une relation de cointégration entre taux de croissance des salaires, taux de croissance des prix et chômage, trois variables $I(1)$. Si l'on imposait une indexation unitaire entre taux de croissance des salaires et taux de croissance des prix, l'équation de Phillips relierait une variable $I(0)$ — le taux de croissance du salaire réel — à une variable $I(1)$ — le taux de chômage. L'approche Phillips augmentée conduit généralement à ce que, pour la France, le taux de chômage d'équilibre (qui est un « pseudo *NAIRU* »⁵), dépende du rythme de croissance de la productivité du travail et du taux d'inflation. Lorsque les termes de l'échange ou les taux de cotisation varient, le *NAIRU* est modifié, mais le niveau de ces variables n'affectent pas le niveau du *NAIRU* ; il faut une dégradation continue des termes de l'échange ou une hausse constante des taux de cotisation pour augmenter le niveau du *NAIRU*. Les variables représentant les aspects structurel du marché du travail (taux de remplacement, coin fiscal-social, *mismatch*) ou les taux d'intérêt sont testés économétriquement mais n'apparaissent pas significatives et donc n'influencent pas le chômage d'équilibre (voir par exemple l'estimation menée par Heyer, Le Bihan et Lerais, 2000).

La forme réduite WS-PS respecte les contraintes d'intégration des séries d'inflation, de salaire et de chômage en adoptant comme stratégie d'estimation de rechercher une relation de cointégration entre salaire réel (le salaire déflaté par les prix, intégré d'ordre 1) et chômage ($I(1)$). Pour que le système soit compatible avec un équilibre de long terme il est nécessaire de rajouter la productivité ($I(1)$) ou alors il faut introduire dans le modèle une variable dont la tendance moyenne coïncide avec celle de la productivité (voir Le Bihan et Sterdyniak, 1998). L'approche WS-PS évacue le dilemme inflation-chômage, y compris à court terme, et postule une neutralité de l'inflation sur le chômage à long terme comme à court terme. La méthode d'estimation ne permet

4. On oppose souvent les deux approches sur leurs fondements théoriques. Le modèle WS-PS serait mieux fondé que le modèle courbe de Phillips augmentée. Cependant, pour atteindre une qualité d'estimation satisfaisante, le modèle WS-PS doit être amendé sérieusement et s'éloigne de la pureté théorique. De plus, quelques auteurs, Manning (1993), Boone et alii (2001) dérivent à partir de spécifications proches du modèle WS-PS des courbes de Phillips augmentées. La clef de ces démonstrations théoriques repose sur le choix de la formation des anticipations des agents. Ces calculs ne sont pas facilement convaincants, mais montrent au moins que des fondements théoriques acceptables peuvent exister à des modèles de type Phillips.

5. Comme nous le verrons dans la première section, il ressort de l'estimation d'une courbe de Phillips pour la France une non indexation unitaire des salaires sur les prix. Cette non indexation est incompatible avec la définition traditionnelle du *NAIRU*. Ce « pseudo *NAIRU* » s'interprète à taux d'inflation donné.

alors aucune prédiction sur le rythme d'inflation, à l'opposé de l'approche courbe de Phillips, ce qui en limite *de facto* l'utilisation dans l'analyse macroéconomique de court et moyen terme. L'ambition pourrait paraître plus modeste et ainsi plus accessible. Cette approche conduit pourtant à ignorer une partie de l'information contenue dans les séries macroéconomiques et les résultats empiriques ne sont pas toujours très convaincants : le taux de chômage d'équilibre est au final très proche du chômage effectif, le modèle ne contenant aucun argument de court terme⁶. Il est probable que certaines corrélations soient fallacieuses et découlent de variables omises (en fait, découlent d'une contrainte d'indexation des prix sur les salaires non validée à court terme)⁷.

L'approche WS-PS cherche à mesurer l'impact de différentes variables sur le chômage d'équilibre en supposant qu'une bonne mesure en est le chômage effectif. Cette hypothèse apparaît peu pertinente — le chômage d'équilibre diffère probablement du chômage effectif — et son acceptation conduit à retenir de mauvaises variables ou en rejeter certaines des bonnes.

L'approche que nous privilégions ici est celle de la courbe de Phillips augmentée. Elle permet d'exploiter l'information contenue dans les variations de l'inflation et de l'inflation salariale, mais est pénalisée par la nécessité d'accepter le dilemme inflation-chômage dès lors que les prix et les salaires sont I(2) et que le taux de chômage est I(1) (première section).

Les approches récentes de l'estimation du *NAIRU* visent à dépasser ce dernier problème en faisant intervenir dans l'équation de Phillips non pas le taux de chômage, mais l'écart entre taux de chômage d'équilibre et chômage effectif. Ce terme est par construction I(0) et permet la compatibilité entre indexation des salaires et des prix unitaire et liaison inflation-chômage à court terme. Cependant, il n'existe pas de mesure directe du chômage d'équilibre et les méthodes empiriques pour estimer un tel modèle nécessitent le recours au filtre de Kalman. Cette méthode produit des résultats peu satisfaisants. Les intervalles de

6. Une fois le modèle de long terme WS-PS estimé, on pourrait estimer une dynamique de court terme. Soit on estime une dynamique de court terme sur le salaire réel, ce qui n'éclaire pas sur la formation de l'inflation, soit on estime une dynamique entre taux de croissance des salaires et inflation, sous la contrainte d'indexation parfaite, mais dans ce cas, on ne peut pas introduire la variable taux de chômage, sauf en différence, ce qui ne fonctionne pas, en tout cas en France. En fait, vouloir estimer la relation dynamique entre taux de croissance du salaire et inflation ramène au problème rencontré pour la courbe de Phillips et la difficulté de rendre compte du dilemme inflation chômage dans le court ou le moyen terme.

7. Sterdyniak et alii tentent d'estimer des courbes de Phillips en intégrant un terme de rappel sur le salaire réel. Cette approche est conforme au modèle WS-PS et cherche à prendre en compte la dynamique des prix et des salaires. Elle ne conduit pas à des résultats probants — les termes de rappel ne sont pas significatifs pour la France — et illustre la difficulté à dépasser l'hypothèse forte des modèles WS-PS de parfaite indexation à court et long terme des salaires sur les prix. Blanchard et Katz (1999) retiennent que le terme à correction d'erreur fonctionne pour les pays européens et pas pour les États-Unis.

confiance sur l'estimation du *NAIRU* sont très importants (plusieurs points), l'estimation est instable et sensible à la longueur de l'échantillon, la présence de certaines variables ou certaines contraintes sur les variances. Par ailleurs, le *NAIRU* obtenu est proche de celui résultant des approches traditionnelles (deuxième section).

Nous proposons alors un modèle enrichissant la dynamique en distinguant explicitement *NAIRU* et chômage structurel (troisième section). Ce modèle nécessite une estimation par le filtre de Kalman et s'apparente aux estimations de *TV-NAIRU*. Cependant, l'estimation de ce modèle est satisfaisante quant aux intervalles de confiance ou la stabilité. La valeur du *NAIRU* correspond aux estimations habituelles pour la France alors que la valeur du taux de chômage structurel est comprise entre 5 et 6 %, réconciliant la mesure du chômage structurel avec l'intuition du taux de chômage de « plein emploi » (quatrième section). Le modèle employé permet par ailleurs une validation empirique de quelques déterminants du chômage structurel. Ainsi, le dilemme inflation-chômage ne subsiste pas à long terme ; les taux d'intérêt réel de long terme jouent positivement sur le taux de chômage structurel (1 point de taux d'intérêt implique 0,5 point de chômage) ; la productivité joue négativement (1 point de productivité en plus abaisse le taux de chômage structurel de 0,5 point) ; le ratio salaire minimum sur salaire moyen joue positivement sur le taux de chômage structurel ; le taux de remplacement et le coin fiscal-social n'influent pas (cinquième section).

Retour sur la notion d'intégration

Les développements de l'économétrie au cours des 20 dernières années ont amenés à définir une propriété particulière des séries temporelles : l'ordre d'intégration. Pour définir l'ordre d'intégration, il faut définir la notion de stationnarité. Une série temporelle est dite stationnaire si sa moyenne, sa variance et les moments d'ordre supérieurs sont constants dans le temps. La propriété de stationnarité s'apparente à la possibilité de réaliser une prévision de la série sur la base de l'information contenue dans les réalisations passées de la série. Puisque la moyenne et la variance sont constantes, l'espérance est un estimateur performant et non biaisé. Éventuellement, l'utilisation d'autres variables (stationnaires) peut permettre d'améliorer la prévision. Une série est intégrée d'ordre 1 si elle n'est pas stationnaire et si sa différence première l'est. Une série est intégrée d'ordre 2, si elle n'est pas intégrée d'ordre 1 ou stationnaire et que sa différence seconde est stationnaire. Par exemple, une marche aléatoire ($u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$) est une série intégrée d'ordre 1. L'espérance de cette série est la valeur initiale et la variance croît linéairement dans le temps. Il est impossible, sur la base de l'observation des réalisations passées de proposer une estimation bornée de la valeur moyenne. On peut définir la notion d'intégration avec tendance en incluant une variable particulière, le temps, comme facteur explicatif de la série. Une série

bornée, comme un taux d'épargne ou de chômage, peut tout à fait être intégrée, bien que la variance d'une telle série soit bornée. Il n'y a en effet aucune borne sur les moments d'ordre supérieur.

Lorsqu'une série est intégrée d'ordre 1, la régression de cette série sur le temps ou d'autres séries stationnaires ou intégrées peut conduire à des régressions fallacieuses (*spurious regressions*). L'utilisation des tests habituels est biaisée et conduit à accepter des modèles qui ne sont pas vérifiés par les données. C'est ce risque de régressions fallacieuses qui a justifié le développement de la co-intégration. Une série intégrée d'ordre 1 doit être expliquée au moins par une autre série d'ordre d'intégration identique, l'ordre d'intégration de la série devant être au moins induit par le modèle. Un modèle qui pose une relation entre une série expliquée d'ordre 1 et des séries stationnaires ne peut être validé par les données à moins d'accepter les tests usuels et d'être dans le cas fallacieux.

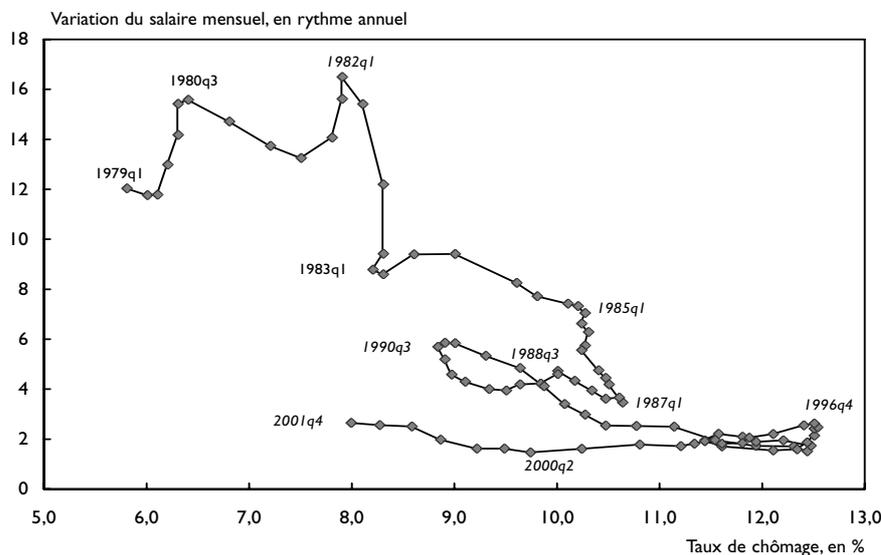
Une relation entre une série expliquée intégrée et plusieurs séries explicatives intégrées est une relation de co-intégration, caractérisée par la stationnarité des résidus, propriété plus forte que la simple normalité imposée par une estimation par les moindres carrés. Une série intégrée ne peut donc être prédite correctement sur la base de l'information contenue dans ses réalisations passées, mais peut parfaitement être prédite à partir d'un modèle comportant une ou plusieurs variables intégrées exogènes, s'il existe un ensemble cohérent de relations de cointégration et que l'on a une prévision des variables exogènes.

Économiquement, une série « taux de chômage » intégrée d'ordre 1 peut être avoir comme signification qu'il n'y a pas de mécanisme correcteur du déséquilibre sur le marché du travail qui agirait avec une intensité et une rapidité suffisante pour que le chômage fluctue autour d'une valeur structurelle fixe. Une autre interprétation est que la valeur structurelle du chômage dépend de variables qui sont intégrées d'ordre 1, parce que résultant d'un processus de décision ou par nature.

L'évaluation traditionnelle du *NAIRU*

Le lien entre taux de croissance du salaire est confirmé sur données françaises (graphique 1) même s'il semble moins marqué en fin de période qu'au cours des années 1980. L'estimation d'un système d'équation permet de prendre en compte l'indexation partielle des salaires sur les prix, d'introduire différents chocs d'offre ou autres variables.

I. Courbe de Phillips en France depuis 1978



Source : OFCE, modèle e-mod.fr.

Sur la période 1978-1999, l'estimation est la suivante⁸ :

$$\begin{cases} \Delta W = 0,69\Delta P_C - 0,14U + 0,13\Delta_a\pi_{h_l} + 0,21\Delta Smic + 1,74 \\ \Delta P_{VA} = \Delta W - \Delta\pi_{h_l} + 0,006\Delta TU + 0,34\Delta\left(\frac{I}{VA}\right) \\ \Delta P_C = 0,808\Delta P_{VA} + 0,192\Delta P_M \end{cases}$$

où W représente le salaire nominal, P_C les prix à la consommation, P_{VA} les prix à la valeur ajoutée, P_M les prix d'importation, U le taux de chômage, π_{h_l} la productivité horaire du travail, $SMIC$ le SMIC horaire en pouvoir d'achat, TU le taux d'utilisation des capacités de production et I/VA le taux d'investissement.

L'indexation des salaires sur les prix n'est pas unitaire, ce qui induit un arbitrage inflation-chômage. Il existe une relation entre le chômage d'équilibre déduit de ce système d'équation et le taux d'inflation.

Le chômage d'équilibre s'écrit :

$$\bar{U} = \frac{-0,44\Delta P_{VA} + 0,13\Delta P_M + 0,21\Delta Smic - 0,48\Delta\pi_{h_l} + 0,006\Delta TU + 0,34\Delta\left(\frac{I}{VA}\right) + 1,74}{0,14}$$

8. On notera Δx_t la différence première de la série temporelle x_t ($\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$)
 $\Delta_a x_t$ la différence annuelle première de la série temporelle x_t ($\Delta_a x_t = x_t - x_{t-4}$)
 dx la variation infinitésimale de la variable x
 \dot{x} le taux de croissance sur la variable discrète x_t
 Par ailleurs, pour faciliter la lecture et la résolution du système, l'équation de prix, qui est estimée en niveau, a été réécrite en taux de croissance.

L'évaluation du taux de chômage d'équilibre résultant de cette écriture est sensible à la valeur de long terme retenue pour les exogènes. En supposant que seuls les prix et la productivité varient et que le prix de la valeur ajoutée et des importations varient au même rythme (2 % en rythme annuel) ainsi qu'une croissance annuelle de la productivité de 2 %, le taux de chômage d'équilibre s'établit autour de 9 %.

D'autres évaluations du *NAIRU*, menées à l'aide de méthodes d'estimation et de soubassements théoriques divers, concluent à un taux de chômage d'équilibre compris entre 9,1 et 12 % (tableau 1).

Depuis la fin de l'année 2000, le taux de chômage observé en France est descendu en dessous de ces estimations de *NAIRU*. Le fait que l'inflation ne s'accélère pas au cours de l'année 2001 n'est pas en contradiction avec cette évaluation. Puisque l'écart entre taux de chômage effectif et *NAIRU* est faible et sa contribution à court terme à l'inflation de l'ordre de quelques dixièmes de point, c'est-à-dire bien en dessous du bruit sur l'inflation induit par exemple par l'inflation importée (taux de change de l'euro ou prix du pétrole) ou les prix alimentaires. En revanche, si le chômage s'inscrivait durablement en dessous du *NAIRU*, il engendrerait des tensions inflationnistes. La situation ne serait pas tenable, sauf temporairement ou à la faveur de chocs d'offre.

D'après cette évaluation, un taux de chômage de « plein emploi » à 5 % est une utopie en France et la remontée récente du taux de chômage à la fin de l'année 2001 pourrait bien illustrer cette fatalité.

Les variables qui jouent sont la productivité du travail et éventuellement, sous l'hypothèse d'une indexation imparfaite des salaires sur les prix, l'inflation. Accepter une inflation plus importante permet d'abaisser le *NAIRU*.

I. Quelques évaluations récentes du *NAIRU* pour l'économie française

En %		
Auteur	Méthode d'estimation	<i>NAIRU</i>
Artus et Kaabi (2000)	Courbe de Phillips Approche structurelle	9,5 ¹
Cotis et alii (1998)	Modèle WS-PS Approche structurelle	10 - 11
Heyer et alii (2000)	Courbe de Phillips Approche structurelle	9,1
L'Horty et Rault (1999)	Modèle WS-PS Approche structurelle	Environ 12

1. Dans le tableau de l'OCDE, le *NAIRU* affiché pour cette étude est 8 %. Ce niveau correspond en effet à celui annoncé dans l'article de Artus et Kaabi (2000). Cependant, il nous semble que cette évaluation est entachée de deux erreurs. Dans cette étude, le modèle retenu se résume de la façon suivante : $NAIRU = 10,8 - 3,45$ (gains de productivité) + 0,48 (hausse du prix relatif des importations). Cette évaluation du *NAIRU* sur la période 1985-2000 est influencée par la remontée du prix du pétrole qui n'est pourtant qu'un phénomène transitoire. En l'absence de cet effet, le *NAIRU* serait selon les auteurs de 5,6 %. Mais ce résultat provient d'une simple erreur de calcul : les gains de productivité sont des gains trimestriels et non des gains annuels. De sorte que, avec des gains de productivité de 1,5 % l'an et la stabilité des termes de l'échange, le *NAIRU* serait de 9,5 %.

Le « triangle model », le filtre de Kalman et le TV-NAIRU

L'approche en terme de courbe de Phillips suppose que le NAIRU est une constante ou intégrée d'ordre 0. Plusieurs auteurs ont tenté de dépasser cette limite en introduisant dans l'équation de Phillips l'écart entre chômage effectif et NAIRU. En supposant cet écart est stationnaire, c'est-à-dire en supposant que le NAIRU est intégré d'ordre 1 et qu'il existe une relation de cointégration entre le chômage et le NAIRU, la courbe de Phillips peut faire co-exister dilemme inflation-chômage à court terme et neutralité de l'inflation à long terme⁹.

Le modèle utilisé habituellement dérive du « triangle model » de Gordon (1997), qui s'écrit de la façon suivante :

$$\begin{cases} \dot{P}_c = \sum_{i=1}^n \phi_i \dot{P}_{c_{t-i}} + \gamma (U - \bar{U}) + \sum \varphi_i z_i + \varepsilon_p \\ \bar{U} = \bar{U}_{t-1} + \varepsilon_{\bar{U}} \end{cases}$$

L'inflation est ainsi déterminée par trois catégories de facteurs : l'inflation passée, la demande mesurée par l'écart entre le taux de chômage observé et le NAIRU, et des variables d'offre (prix d'importations, croissance tendancielle de la productivité...). C'est une équation proche des formes réduites des équations de Phillips où, à la place du chômage, intervient l'écart entre chômage et NAIRU. Cependant, le NAIRU est une variable non observée et doit être estimée en utilisant un filtre de Kalman. L'acronyme standard pour cette série est TV-NAIRU pour Time Varying NAIRU. Pour déterminer cette variable inobservée, on pose une équation d'évolution du TV-NAIRU, \bar{U} , et sous l'hypothèse d'un écart entre U et \bar{U} intégré d'ordre 0, on peut inférer une trajectoire de \bar{U} . L'exploitation de l'information contenue dans l'inflation, une fois filtrée des autres éléments explicatifs, permet une estimation du TV-NAIRU. Dans ce type de modèle, les facteurs explicatifs du chômage structurel ne sont pas directement spécifiés et peuvent être identifiés à partir des facteurs d'offre spécifiés dans l'équation réduite de Phillips¹⁰.

9. Le chômage est généralement considéré comme I(0) aux États-Unis. Cependant, dans les estimations de TV-NAIRU, le NAIRU est toujours supposé I(1) et l'écart chômage NAIRU est considéré comme I(0). La logique voudrait que le chômage soit donc I(1).

10. En 1994, Phelps résume un courant de pensée initié par Layard, Nickell et Jackman de la façon suivante : « Premièrement il existe un taux naturel de chômage. Deuxièmement, ce taux naturel bouge ». L'analyse en terme de TV-NAIRU fournit une voie d'analyse de la dynamique. Cependant, elle ne permet que de répondre partiellement à la critique de Phelps. L'approche TV-NAIRU explicite bien un « mouvement » du taux de chômage naturel. Ce mouvement est pourtant la mesure d'une ignorance puisqu'il est déterminé en creux comme facteur explicatif nécessaire pour rendre compte des évolutions de l'inflation que les seules variations du chômage ou d'autres variables explicatives n'apportent pas. On ne voit pas le sous marin, on en observe

2. TV-NAIRU pour l'économie française

En %

Auteur	Méthode d'estimation	Période	TV-NAIRU
OCDE (2000)	Courbe de Phillips Filtre de Kalman	1966-1998	10,1
Commission européenne (2000)	Courbe de Phillips Filtre de Kalman	1990-1999	11,3
Irak (2000)	Courbe de Phillips Filtre de Kalman	1970-1999	10 - 11
Laubach (2001)	Courbe de Phillips Filtre de Kalman	1971-1998	10,7
FMI (2001)	Filtre de Kalman	1964-1999	10

Les résultats d'études récentes à partir de cette méthode ne diffèrent pas des approches traditionnelles (tableau 2). Le TV-NAIRU s'établirait aux alentours de 10 % en 1999 soit à un niveau proche du taux de chômage effectif ou des mesures de NAIRU habituelles.

Nous avons repris cette méthodologie en estimant le modèle suivant, basé sur une courbe de Phillips réduite :

$$\begin{cases} \dot{P}_c = \phi_1 \dot{P}_{c-1} + \phi_2 \dot{P}_{c-2} + (1 - \phi_1 - \phi_2) \dot{P}_{c-3} \\ \quad + \phi_3 (\dot{P}_m - \dot{P}_c) + \phi_4 (U - \bar{U}) + \phi_5 (TU - \bar{TU}) + \varepsilon_p \\ \bar{U} = \bar{U}_{t-1} + \varepsilon_{\bar{U}} \end{cases}$$

Les variables retenues sont le taux de croissance trimestrielle des prix de la consommation (P_c), des prix des importations (P_m), le taux de chômage (U) et le taux d'utilisation du capital (TU ¹¹). Le calcul de \bar{TU} a été effectué à l'aide d'un filtre Hodrick-Prescott.

que la trace à la surface, qui est une vague et de la forme ou de l'amplitude de la vague on en déduit la profondeur, la vitesse ou la forme du sous marin. Par une pure coïncidence, Phillips, pendant la 2^e guerre mondiale, était ingénieur hydraulique néozélandais spécialisé en sous-marins pour l'armée anglaise, ce qui lui vaudra une bourse pour faire de l'économie et découvrir la liaison qui le rendit célèbre et qui lui fut fatale entre taux de croissance des salaires et taux de chômage. Le modèle TV-NAIRU ne fournit aucune connaissance (aucune cause) quant aux déterminants de ce mouvement, connaissance qui serait bien utile pour inspirer des politiques économiques. Si la prédiction de l'inflation est améliorée dans le court terme, le modèle ne dit rien des mouvements futurs de la variable inobservée. Ne serait-on pas dans le cas d'une absence de théorie et d'une absence de mesure ?

11. Les taux d'utilisation du capital sont calculés à partir de l'enquête trimestrielle de l'INSEE auprès des entreprises. Celle-ci inclut des questions concernant l'augmentation possible de la production avec embauche (ma) ou sans embauche supplémentaire (ms). On en déduit les taux d'utilisation, avec ou sans embauche, correspondant à ces marges de production (TUa, TUs). Les marges de production avec embauche (c'est-à-dire l'accroissement de production possible avec les équipements existants, mais en embauchant éventuellement du personnel supplémentaire) sont toujours supérieures aux marges sans embauche. L'écart entre ces deux mesures représente les capacités de production inutilisées par l'entreprise (autrement dit, le capital hoarding). C'est pourquoi, suivant Taddei, Cueva, Timbeau (1992), nous évaluons le taux d'utilisation du capital comme étant le rapport entre les taux d'utilisation avec et sans embauche (TUK = TUa/TUs).

Nous estimons deux relations, la première étant la forme standard et le deuxième se différenciant par l'équation de prix où nous introduisons l'écart du taux d'utilisation à son niveau d'équilibre — en suivant A. Greenspan, nous l'appelons *NAICU* (*Non Accelerating Inflation Capacity Use*). La prise en compte des taux d'utilisation suit Sneesens (1992) ou Maurice et Taddéi (1997).

La première formulation estimée est très proche de celle rencontrée dans la littérature récente (tableau 3). D'après les résultats, le *NAIRU* serait de 9,4 % à la fin de l'année 2000, soit 1/4 de point au-dessus du taux de chômage observé. Cette évaluation est entachée d'une grande imprécision (graphique 2) et, à la fin 2000, l'intervalle de confiance pour l'estimation du *TV-NAIRU* est important, entre 4,6 et 14,3 %. Sans doute pour les mêmes raisons, l'estimation est très sensible à la taille de l'échantillon ou à l'ajout d'autres variables.

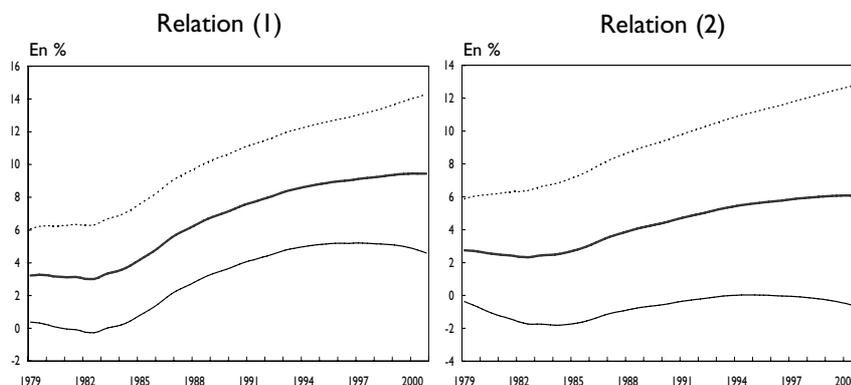
3. Retour sur les estimations standards du *TV-NAIRU*

1978q1-2000q4	(1)	(2)	
\dot{P}_{C-1}	0,50 (7,83)	0,52 (7,71)	ϕ_1
\dot{P}_{C-2}	0,43 (5,88)	0,42 (5,52)	ϕ_2
$\dot{P}_M - \dot{P}_C$	0,05 (3,05)	0,05 (2,87)	ϕ_3
$(U - \bar{U})$	- 0,03 (- 2,76)	- 0,02 (- 2,22)	ϕ_4
$(TU - \overline{TU})$		0,16 (2,50)	ϕ_5
σ_P^2	0,14 (9,42)	0,14 (7,76)	
$\sigma_{\bar{U}}^2 *$	0,25	0,25	
Likelihood	- 86,27	- 83,88	
Akaike	2,07	2,04	
Schwarz	2,21	2,21	
Hannan-Quinn	2,13	2,11	
Final <i>TV-NAIRU</i>	9,44	6,07	

* L'estimation de cette variance ne permet pas une convergence de notre système. Nous avons alors testé différentes valeurs pour cette variance allant de 0,4 jusqu'à 0,01. Nous avons finalement retenu celle qui minimise la statistique de log vraisemblance.

Les chiffres entre parenthèses correspondent à la valeur de la statistique de Student.

2. Estimations du TV-NAIRU



Source :

Dans la seconde formulation, où l'écart entre le taux d'utilisation des équipements et son taux d'équilibre est inclus¹², le TV-NAIRU est plus bas et se situe à 6,5 % au quatrième trimestre 2000. La prise en compte simultanée des tensions sur les deux marchés (travail et biens et services) permet d'obtenir un NAIRU plus satisfaisant mais ne résout pas le problème d'imprécision (graphique 2).

L'ensemble des estimations réalisées par Morrow et Roegger (2000) ou Laubach (2001)¹³ présentent le défaut d'une imprécision importante dans l'estimation du TV-NAIRU. Dans les autres travaux (Boone et alii, 2001 ; Richardson et alii, 2000 ; Irac, 2000), les écarts types ne sont pas mentionnés, mais on peut supposer qu'ils sont du même ordre.

Le modèle

Afin de dépasser les limites du modèle habituellement retenu pour les estimations de TV-NAIRU, nous proposons un modèle qui enrichit la dynamique de \bar{U} . Nous retenons la méthode d'estimation de variables non observables, mais nous limitons au court terme l'influence de la variable inobservée. Le modèle retenu permet de définir un chômage structurel à partir de la dynamique jointe du chômage et de \bar{U} .

12. Contrairement à d'autres pays, et notamment aux États-Unis, il existe une certaine indépendance, en France, entre le taux de chômage et les taux d'utilisation des capacités de productions (le coefficient de corrélation entre ces deux grandeurs est de 0,4). En conséquence, il est possible d'introduire ces deux tensions dans la même équation.

13. Dans ces estimations pour la France, Morrow et Roegger (2000) évalue un NAIRU à 11,3 % mais compris entre 8,6 % et 14 %. Laubach (2001) pour sa part trouve un NAIRU à 10,7 % mais compris dans une fourchette allant 4,1 % à 17,3 %.

Le modèle dérive de celui retenu dans des études récentes (Richardson et alii, 2000 ; Irac, 2000 ; Boone et alii, 2001 ou Laubach, 2001) qui s'inspiraient eux-mêmes de Gordon (1997). La méthodologie adoptée repose sur un « modèle d'état » composé d'une boucle prix-salaire et de deux processus décrivant les variations de \bar{U} et \overline{TU} .

Le système estimé est le suivant où \bar{U} et \overline{TU} sont des variables non observées ; les autres variables sont observées. Enfin l'exposant ^(a) suivant une variable signifie que celle-ci a été annualisée.

$$\begin{cases} \dot{P}_c = \phi_1 \dot{P}_{c-1} + \phi_2 \dot{P}_{c-2} + (1 - \phi_1 - \phi_2) \dot{P}_{c-3} + \phi_3 (\dot{P}_M - \dot{P}_C) - \phi_4 (U - \bar{U}) + \phi_5 (TU - \overline{TU}) + \varepsilon_p & (1a) \\ \Delta U = \alpha_1 \Delta U_{-1} - \alpha_2 (U_{-1} - \bar{U}_{-1}) - \alpha_3 (\dot{P}_{c-1} - \dot{P}_{c-2}) - \alpha_4 (\dot{P}ib_{-1}^a - \dot{P}ib_{-5}^a) + \varepsilon_{\Delta U} & (1b) \\ \bar{U} = \bar{U}_{t-1} + \mu_1 \Delta U - \mu_2 (\Delta \pi_t^a - \Delta \pi_{t-4}^a) + \mu_3 (i_t - i_{t-4}) + \mu_4 \Delta \left(\frac{Smic}{\text{Salaire moyen}} \right) + \varepsilon_{\bar{U}} & (1c) \\ \overline{TU} = \overline{TU}_{t-1} + \varepsilon_{\overline{TU}} & (1d) \end{cases}$$

Les équations (1a) et (1b) sont des équations de signal ou d'observation et l'équation (1c) est celle d'état ou de transition. Les deux premières ont pour variables expliquées des variables observées, la troisième des variables inobservées. La méthode du filtre de Kalman permet d'estimer les variables non observées, les paramètres du système c'est-à-dire les ϕ , α , μ et les variances des bruits c'est-à-dire les ε . Afin que le signe attendu des effets apparaissent directement, ces paramètres sont positifs et nous avons signé l'influence des variables dans notre système. Certaines contraintes doivent être introduites dans le modèle pour éviter les écueils d'identification. Elles sont détaillées plus bas.

Dynamique de l'inflation

L'équation (1a) relie l'inflation à l'écart entre U et \bar{U} et à l'écart entre TU et \overline{TU} . Ce type d'équation peut se dériver d'une courbe de Phillips augmentée des effets des tensions de capacité sur la formation des prix. Il s'agit d'une forme réduite d'un système reliant, d'une part, augmentation des salaires au chômage et aux prix et, d'autre part, formation des prix par un taux de marge sur les coûts de production. Cette forme réduite peut inclure des effets d'offre comme les prix d'imports (ϕ_3) ou le taux de croissance de la productivité du travail (non présent) ou le taux d'utilisation (ϕ_5).

Les coefficients attendus sont négatifs pour ϕ_4 , un écart positif $U - \bar{U}$ poussant la croissance des salaires et des prix à la baisse et positif pour ϕ_5 , l'effet étant de sens opposé pour $TU - \overline{TU}$.

L'équation (1a) s'interprète comme l'équation de \bar{U} ou \bar{TU} de court terme. Elle définit un lieu de U et TU qui n'accélèrent pas l'inflation. Ce lieu est celui décrit par l'équation suivante :

$$(U - \bar{U}) = \frac{\phi_3}{\phi_4} (TU - \bar{TU}) \quad (2)$$

Dans le plan (U, TU) , c'est une droite de pente négative et dont l'intersection avec l'origine se modifie en fonction des mouvements de \bar{U} et de \bar{TU} .

Lorsque on néglige le terme en $TU - \bar{TU}$, soit parce qu'il n'est pas inclus dans l'estimation (ϕ_3 est contraint à 0), on que l'on considère que l'ajustement de TU à \bar{TU} est rapide, la relation se ramène à :

$$(U - \bar{U}) = 0 \quad (3)$$

La structure des retards des prix est contrainte de façon à ce que ce soit bien l'accélération de l'inflation qui dépend de l'écart $U - \bar{U}$ et $TU - \bar{TU}$. Cette équation n'implique donc aucune relation à long terme entre chômage et inflation.

Enfin, il n'y a pas de constante dans l'équation, l'ensemble des termes étant nul sur les trajectoires de référence en espérance : inflation n'accélération pas, écart $U - \bar{U}$ et $TU - \bar{TU}$. Il y a un problème d'identification entre la constante de l'équation (1a) et la valeur moyenne de la variable inobservée. Nous levons cette indétermination en contraignant à zéro la constante.

Dynamique du chômage

L'équation (1b) définit l'évolution du chômage à l'aide d'une formulation du type ECM (*Error Correction Model*). Le chômage effectif est ramené vers une cible qui est \bar{U} . Pour la même raison que celle évoquée plus haut, cette équation ne comporte pas de constante.

Outre la liaison avec \bar{U} , les variations du chômage sont aussi fonction d'autres facteurs macroéconomiques qui influent le chômage à court terme comme les prix ou la croissance¹⁴. La formulation retenue implique que ces variables n'ont pas d'influence à long terme à travers cette équation.

Cette relation postule une relation de cointégration entre chômage effectif et \bar{U} . Cette hypothèse est nécessaire pour définir \bar{U} et s'assurer que l'écart $U - \bar{U}$ est bien intégré d'ordre 0.

14. Bien entendu, d'autres variables pourraient être introduites dans cette relation comme par exemple les taux d'intérêt ou la différence seconde du taux de chômage. Nous avons retenu uniquement les variables qui ressortaient significativement.

La forme utilisée ici propose une description de la dynamique de court terme très frustrante du taux de chômage et est sans doute une forme trop réduite du fonctionnement de l'économie dans le court terme.

Dynamique de \bar{U}

L'originalité du système dynamique réside dans l'équation (1c) qui explicite la dynamique de la variable non observée \bar{U} .

L'équation (1c) peut être réécrite sous la forme (1c') suivante :

$$\Delta \bar{U} = \mu_1 \Delta U + \mu_2 \Delta X + \varepsilon_{\bar{U}} \quad (1c')$$

Les variables X déterminent le niveau du chômage structurel, comme on le verra plus bas. Ces variables sont celles qui sont « soupçonnées » jouer sur le niveau du chômage structurel : variables institutionnelles du marché du travail ou des biens (pouvoir de négociation, *mismatch*, degré de concurrence, coûts de licenciements, etc.), variables macro-économiques ou structurelles. Les variables habituellement considérées sont les taux d'intérêt réels (Fitoussi et Phelps, 1988 ; ou Cotis et *alii*, 1998), le taux de remplacement (Layard et *alii*, 1991 ; Laffargue et Thibault, 1998), le coin fiscal-social (Padoa-Schioppa, 1990 ; Manning, 1993 ; Cornéo, 1994 ; Cotis et *alii*, 1998) ou l'existence d'un salaire minimum (L'Horty et Rault, 1999 ; et Campens et *alii*, 2001) ainsi que toutes autres variables (pouvoir de négociation, *mismatch*, degré de concurrence, coûts de licenciements, etc...) pointées par les théoriciens du marché du travail Cahuc et Zylberberg (1996). Habituellement, ces variables sont stationnaires mais pourraient être intégrés d'ordre 1¹⁵.

La variation de \bar{U} dépend de la variation du chômage effectif. Cette idée est déjà présente dans Cross (1988) ou Mankiw (2001). Lorsque le paramètre μ_1 est positif et inférieur à 1, une augmentation du chômage entraîne une augmentation de \bar{U} . Cet effet dynamique peut s'interpréter par un effet d'hystérèse ou de persistance provenant de phénomènes d'exclusion : lorsque le chômage augmente, certains sont exclus, et le poids du chômage sur les salaires s'en trouve diminué, impliquant un chômage plus élevé pour une même inflation. Inversement, lorsque le chômage baisse, les exclus sont progressivement réintégrés (soit par des politiques actives, soit par l'apurement des files d'attente) et le poids du chômage sur les salaires augmente. La perte de capital humain associée aux périodes d'inactivité et donc d'autant plus importante que la durée moyenne de chômage augmente peut aussi justifier ce type de dynamique. Cependant, ces explications devraient être

15. Par exemple, on pourrait introduire l'inflation pour tester la validité d'un dilemme inflation chômage à long terme. Une autre solution serait d'introduire l'écart entre une cible d'inflation et l'inflation, intégré d'ordre 0 ou l'écart entre inflation anticipée et inflation effective.

mesurée par des indicateurs directs (la proportions de chômeurs de longue durée, la durée moyenne de chômage, la longueur des files d'attente) et ont des conséquences sur d'autres variables comme la productivité du travail qui ne sont pas vérifiées empiriquement. Cahuc et Zylberberg (1998) justifient un effet de persistance à partir d'un modèle *insiders/outsiders* en montrant que le chômage structurel diminue avec les baisses passées du chômage.

Ces explications ne sont pas les seules possibles. Tout phénomène dynamique d'ajustement entre l'offre et la demande de travail peut aussi justifier ce type de liaisons. Lipsey (1960), à la suite de Phillips (1958), considérait par exemple des marchés du travail imparfaitement segmentés. Une pénurie sur un micro-marché du travail (la segmentation peut être géographique, par métier, par expérience, etc.) se traduit par une augmentation des salaires, mais aussi par un transfert des excès d'offre des autres micro-marchés du travail. Si ces transferts ont une vitesse propre, c'est à la fois le niveau du chômage et sa vitesse de variation qui influent la formation du salaire. On peut généraliser cette intuition en incluant le mésappariement entre offre et demande de travail. Lorsque des salariés qualifiés acceptent des emplois moins qualifiés, il faut un certain temps pour qu'ils perçoivent que le marché du travail s'améliore et qu'en quittant leur emploi ils peuvent trouver un emploi plus adéquat. L'argument peut être à la fois d'une vitesse limitée de circulation de l'information que celui d'un calcul incluant le risque à accepter un emploi plus qualifié. La dynamique des modèles de *job search* et sa liaison avec la dynamique des salaires peut être ici invoquée pour expliciter les fondements micro-économiques de cette relation.

L'équation (1c') nous permet de déterminer le chômage structurel. La résolution de l'équation (1c') se fait en intégrant entre t et t' , deux dates distinctes (équation 4).

$$\bar{U}_t - \bar{U}_{t'} = \mu_1 (U_t - U_{t'}) + \mu_2 (X_t - X_{t'}) + \sum_{v=t'+1}^t \varepsilon_{\bar{U},v} \quad (4)$$

Cette relation n'est pas une relation de cointégration. En effet, le résidu entre \bar{U}_t et U_t n'est pas nécessairement intégré d'ordre 0, puisque c'est le cumul d'un bruit blanc. À moins que la séquence des $\varepsilon_{\bar{U},v}$ ne soit particulière, le résidu sera d'ordre 1. De même, une des variables X peut être intégrée d'ordre 1. Comme cette relation n'est pas une relation de cointégration, le coefficient μ_1 peut être différent de 1, sans être en contradiction avec la relation de cointégration entre \bar{U} et U .

Cette relation permet de définir un chômage structurel, noté U^* . Si la séquence des ε_v est identiquement nulle à partir de la date T_F , alors, en l'infini et en utilisant la relation de cointégration entre \bar{U} et U , on a :

$$\bar{U}_\infty = U_\infty = U^* = \frac{\mu_2}{1 - \mu_1} X_\infty + C(T_F) \quad (5)$$

Le chômage structurel dépend des variables X , et d'une constante ¹⁶ dont une expression est :

$$C(T_F) = \bar{U}_{T_F} + \frac{\mu_1}{1 - \mu_1} (\bar{U}_{T_F} - U_{T_F}) - \frac{\mu_2}{1 - \mu_1} X_{T_F} \quad (6)$$

Le chômage structurel U^* n'est pas à proprement parler un chômage d'équilibre, puisque le système dynamique n'inclut aucun mécanisme de retour à l'équilibre. À chaque instant, le chômage \bar{U} dépend de la séquence des $\varepsilon_{\bar{U},V}$ entre autres et est intégré d'ordre 1. Le chômage structurel U^* est l'espérance d'une variable I(1) et en ce sens est un chômage « entropique » ¹⁷. La source de l'intégration du chômage U et de \bar{U} n'est pas explicité dans le modèle dynamique autrement que par les innovations $\varepsilon_{\bar{U}}$ et $\varepsilon_{\Delta U}$. Ces variables aléatoires peuvent être issues de chocs imprévisibles, mais aussi résulter de décisions de politique macroéconomique. La source de la persistance (synonyme ici de intégré d'ordre 1) du chômage peut aussi bien être aléatoire que délibérée. Pour cette raison, certains pays, ou certaines époques, peuvent se traduire par des séquences d'innovations qui engendrent des séries de chômage effectif intégrée d'ordre 0 ou d'ordre 1.

Dynamique du NAICU

Par symétrie avec la dynamique liant \bar{U} au chômage effectif, l'équation (1d) stipule une évolution du NAICU comparable à celle de \bar{U} . La résolution de cette équation est similaire à celle de l'équation (1c) et, comme le montrent les estimations, cette formulation n'est pas nécessaire à l'estimation du modèle.

Sous-détermination des paramètres du système

Le système dynamique (1) est sous-déterminé et des contraintes doivent être posées pour en permettre l'estimation. La première contrainte porte sur la variance des résidus de l'équation (1c), $\sigma_{\bar{U}}^2$. La contrainte consiste à définir un rapport signal/bruit pour le filtre de Kalman. Les *inputs* du filtre sont les variables observées (inflation, chômage, etc.) et en sortie on obtient \bar{U} . Nous avons suivi la pratique habituelle dans la littérature sur le TV-NAIRU en retenant un intervalle [0,05 ; 0,25] pour le paramètre $\sigma_{\bar{U}}^2$ (King et alii, 1995 ; Gordon, 1997).

La deuxième contrainte résulte de l'équation (1c) et de l'équation (1a). À court terme, pour une petite variation dU du chômage, l'équation (1c) implique :

$$d\bar{U} = \mu_1 dU \quad (7)$$

16. Lorsque dans le système (1), les variables X sont retardées de quatre périodes au lieu d'une, l'expression correcte dans (6) est en $T_F - 3$ au lieu de T_F .

17. Nous remercions Maxime Parodi pour cet emprunt conceptuel à la physique statistique.

L'équation de la courbe de Phillips (1a) conduit alors à :

$$d\dot{P}_c = \phi_4 (1 - \mu_1) dU \quad (8)$$

Cette expression montre qu'à court terme le ratio de sacrifice est indéterminé si les deux paramètres ϕ_4 et μ_1 sont estimés indépendamment. Plus le paramètre μ_1 est élevé, plus \bar{U} est proche du chômage effectif et, puisque c'est l'écart entre ces deux grandeurs qui intervient dans l'équation de Phillips, il faut un coefficient ϕ_4 plus élevé pour avoir un impact identique sur les prix. En pratique, nous contraindrons le produit $-(1-\mu_1)\phi_4$ à être dans l'intervalle $[-0,05 ; -0,15]$ ou nous contraindrons le coefficient μ_1 à la valeur 0,8.

La définition de \bar{U}

L'estimation du système dynamique (1) par la méthode du filtre de Kalman procure un estimateur pour les paramètres et les variables inobservées. La série \bar{U} est un des produits de cette estimation. Elle est définie par l'ensemble des hypothèses contenu dans le système (1). C'est un chômage n'accéléralant pas l'inflation, dans le sens donné par l'équation (1a), puisque lorsque le chômage effectif lui est égal à une certaine période, l'inflation n'accélère pas à la période considérée¹⁸.

Cependant, en faisant dépendre \bar{U} de U , nous changeons la nature de ce concept. Dès lors, \bar{U} ne représente plus le *NAIRU* comme cela était le cas dans la deuxième partie et dans l'ensemble des travaux empiriques mentionnés précédemment. Il doit être appréhendé comme un processus d'ajustement, un comportement dynamique de la boucle prix-salaire. Il peut être inflationniste ou non selon que l'on se situe au-dessus ou en dessous de celui-ci. Il rend compte d'un problème de rythme de baisse du chômage et donne un résultat en variation et non en niveau. Dans ces conditions, on peut avoir une inflation salariale avec un taux de chômage observé à 8% et un taux de chômage structurel, U^* , à 5%.

Par ailleurs, \bar{U} connaît une dynamique propre, définie par l'équation (1c). Le paramètre μ_1 est important pour définir l'horizon temporel de \bar{U} . Plus il est proche de 1, plus les variations de \bar{U} sont proches de celles de U , plus il est proche de 0, plus les variations de \bar{U} sont distinctes de celles de U . Le paramètre μ_1 n'est pas le seul à définir les caractéristiques de la dynamique. Le ratio signal/bruit ou encore la variance des résidus de l'équation (1c), $\sigma_{\bar{U}}^2$ joue un rôle déterminant dans la définition de \bar{U} induite par les hypothèses du système (1). Enfin, les équations (1b) et (1c) définissent deux propriétés fondamentales de \bar{U} : il est intégré d'ordre 1 (équation (1c)) et il existe une relation de

18. Sous les conditions $\dot{P}_M = \dot{P}_C$ et $TU = \bar{TU}$.

cointégration entre U et \bar{U} (équation (1b)). Cette relation assure que l'écart est stationnaire, hypothèse nécessaire à l'écriture de la courbe de Phillips retenue en (1a) où c'est la différence première de l'inflation qui intervient, du fait de la contrainte sur les retards.

L'ensemble de ces hypothèses est contenu dans le système dynamique (1) et est respecté par la procédure d'estimation par le filtre de Kalman. L'estimateur obtenu de \bar{U} respecte donc *a priori* ces hypothèses et est conforme à la définition de \bar{U} .

Systèmes dynamiques alternatifs

Nous avons examiné différentes approches pour la modélisation du système dynamique. La seule conduisant à des résultats satisfaisants est celle retenue dans le système (1). Les spécifications alternatives reposent sur une modélisation de \bar{U} en terme de modèle à correction d'erreur. La cible retenue pour \bar{U} peut être alors directement le chômage structurel (c'est-à-dire une constante et les variables qui le déterminent éventuellement). Cette spécification ne fonctionne pas, une raison pouvant être qu'elle n'est pas cohérente sur les degrés d'intégration entre variables (le chômage structurel est $I(0)$, \bar{U} est $I(1)$). Plus généralement, la spécification en modèle à correction d'erreur pose ce problème de cohérence des degrés d'intégration. Spécifier la cible du chômage effectif en terme de chômage structurel ne fonctionne pas non plus, pour une raison similaire. Si tel était le cas, les approches habituelles WS-PS fonctionneraient correctement.

Enfin, l'équation (1b) apparaît assez importante pour définir une liaison entre \bar{U} et U . Une spécification alternative consiste à modéliser l'écart et à postuler un modèle à correction d'erreur trivial dont la cible est 0. Cette spécification est retenue dans l'approche du FMI (2000), mais apparaît trop contraignante et donne de moins bons résultats économétriques.

Résultats d'estimation : le chômage structurel à 5 % ?

Le système (1) a été estimé sur la période 1978-2000 en utilisant un algorithme du filtre de Kalman (logiciel e-Views version 4). Les variables retenues, issues principalement des comptes trimestriels, sont le taux de croissance trimestriel des prix de la consommation (P_c), des prix des importations (P_m), la productivité apparente du travail (π_t), des

taux d'intérêt réels de long terme (i_t), le taux de croissance annuelle du produit intérieur brut de la France (PIB^a) enfin le taux de chômage (U) et le taux d'utilisation du capital (TU). Nous avons également introduit un effet du salaire minimum dans la détermination du chômage structurel en utilisant le rapport entre le Smic horaire et le salaire horaire moyen.

Le tableau 4 présente les estimations du système (1), dans lequel le taux de chômage structurel dépend des taux d'intérêt réels à long terme, du taux de croissance de la productivité apparente du travail et du ratio Smic/salaire moyen.

Comme nous l'avons signalé précédemment, l'estimation de la variance $\sigma_{\bar{U}}^2$ ne permet pas une convergence de notre système. Nous avons alors testé différentes valeurs pour cette variance allant de 0,25 jusqu'à 0,05. Nous avons finalement retenu 0,15, valeur qui minimise la statistique de log vraisemblance. Cette valeur est proche de celle retenue dans d'autres estimations pour la France. Laubach (2001) teste différente valeur comprise entre 0,04 et 0,28 pour retenir finalement 0,11. De son côté Irac (2000) retient 0,1 pour cette variance.

Les estimations 3, 4, 5 du tableau 4 sont obtenues en contraignant le paramètre ϕ_4 à la valeur $-0,09/(1-\mu_1)$, de façon à fixer la valeur du ratio de sacrifice à court terme, conformément à la raison invoquée plus haut. La valeur retenue est 0,09, ce qui est habituel pour ce paramètre¹⁹. L'estimation 6 fait porter la contrainte sur μ_1 en le fixant à 0,8. Des valeurs dans l'intervalle $[0,7 ; 0,95]$ conduisent à des résultats proches sur les paramètres déterminant le chômage structurel et produisent un estimateur de \bar{U} dont l'allure est proche.

Fixer l'un ou l'autre des paramètres est neutre quant à l'estimation des paramètres qui ont des signes identiques et conformes aux prédictions théoriques et une valeur proche de celle attendue ou obtenue dans d'autres travaux (estimations 5 et 6 du tableau 4). La significativité des variables Smic (μ_4) et variation du PIB (α_4) diffère selon la relation retenue. Par la suite, nous avons laissé libre l'estimation μ_1 de et gardé le Smic dans la détermination du chômage structurel, bien que non significatif au seuil de 5 %.

19. Sur données semestriels Boone et alii (2001) et Richardson et alii (2000) obtiennent respectivement - 0,2 et - 0,17. Dans ses travaux Mankiw (2001) l'évalue à - 0,125.

4. Résultats d'estimation

1978q1-2000q4	(3)	(4)	(5)	(6)	
\dot{P}_{C-1}	0,49 (5,55)	0,52 (7,07)	0,52 (7,17)	0,54 (7,43)	ϕ_1
\dot{P}_{C-2}	0,49 (5,69)	0,47 (5,83)	0,47 (5,29)	0,45 (4,75)	ϕ_2
$(\dot{P}_M - \dot{P}_C)$	0,04* (1,63)	0,04* (1,53)	0,05 (1,77)	0,04 (1,82)	ϕ_3
$(U - \bar{U})$	0,06	0,05	0,09	0,10 (2,26)	ϕ_4'
$(TU - \bar{TU})$		0,22 (1,81)	0,18 (2,20)	0,12* (1,62)	ϕ_5
σ_P^2	0,08 (4,59)	0,09 (5,04)	0,09 (4,99)	0,12 (5,47)	
ΔU_{-1}	0,71 (9,53)	0,71 (9,35)	0,54 (4,36)	0,42 (3,21)	α_1
$(U - \bar{U})$	0,09 (2,35)	0,08 (2,26)	0,12 (2,71)	0,14 (2,51)	α_2
$\Delta \dot{P}_{c-1}^a$	0,07 (2,24)	0,07 (2,09)	0,08 (2,48)	0,10 (2,83)	α_3
$\Delta P \dot{I} B_{-1}^a$	0,013 (2,36)	0,013 (2,37)	0,01 (1,97)	0,005* (1,02)	α_4
$\sigma_{\Delta U}^2$	0,015 (4,42)	0,015 (4,49)	0,012 (3,85)	0,01 (3,68)	
ΔU	0,90 (2,27)	0,88 (1,97)	0,79 (1,98)	0,80	μ_1
$(\Delta^a \pi_l - \Delta^a \pi_{l-4})$	0,08 (4,59)	0,11 (4,01)	0,10 (3,72)	0,12 (2,71)	μ_2
$(i_{lt} - i_{lt-4})$	0,06* (1,14)	0,09* (1,37)	0,11 (1,68)	0,14 (2,14)	μ_3
$\tau \left(\frac{SMIC}{\text{Salaire moyen}} \right)$	0,05* (0,74)	0,05* (0,74)	0,06* (0,85)	0,06 (1,64)	μ_4
$\sigma_{\bar{U}}^2$	0,15	0,15	0,15	0,15	
Likelihood	-36,55	-29,35	10,62	17,22	
Akaike	1,16	1,02	0,08	-0,07	
Schwarz	1,54	1,42	0,48	0,33	
Hannan-Quinn	1,31	1,18	0,24	0,09	
Final TV-NAICU			91,14	91,58	
Final TV- \bar{U}	9,05	8,97	8,56	8,61	
Chômage structurel ²	7,11	6,79	5,90	5,98	

* Indique que la variable n'est pas significative au seuil de 10 %.

1. L'estimation de cette variance ne permet pas une convergence de notre système. Nous avons alors testé différentes valeurs pour cette variance allant de 0,25 jusqu'à 0,05.

2. Taux d'intérêt et taux de croissance annuelle de la productivité au niveau du 4^e trimestre 2000.

Les chiffres entre parenthèses correspondent à la valeur de la statistique de Student.

Dans la relation 3, nous estimons notre système sans prendre en compte les taux d'utilisation des capacités de production dans la forme réduite de la courbe de Phillips. Le chômage structurel calculé à l'aide d'un tel système se situe aux alentours de 7 %.

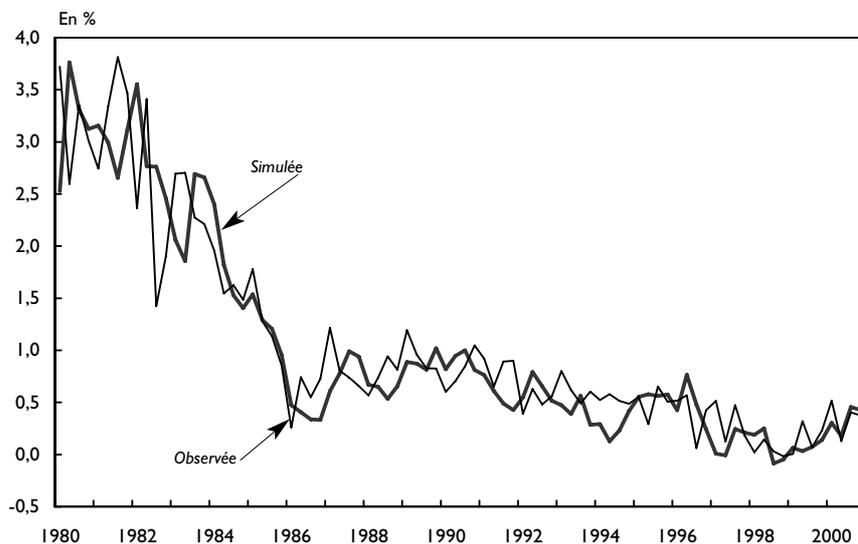
Nous avons ensuite introduit l'écart des taux d'utilisation par rapport au *NAICU* dans notre système. Dans l'estimation 4, l'évaluation \overline{U} de \bar{u} a été effectuée à l'aide d'un filtre d'Hodrick-Prescott. Les résultats sont proches de ceux des relations 5 et 6 où \overline{U} est estimé par le filtre de Kalman.

Nous avons par ailleurs traité symétriquement les tensions sur le marché du travail et celles du marché des biens et services. Le *NAICU* dépend du taux d'utilisation des capacités de production. L'élasticité du *NAICU* au taux d'utilisation est de 0,60 mais n'est pas significative. Cette élasticité s'élève à 0,75 lorsque l'on fait dépendre le *NAICU* à la fois de la variation du taux d'utilisation mais aussi du taux de croissance de la durée d'utilisation des équipements. Cependant, aucune de ces élasticités ne sort de façon significative. C'est pourquoi et afin de ne pas alourdir le tableau des résultats, ceux-ci n'ont pas été reproduits ici.

Le calcul du chômage structurel conduit à des résultats stables pour les différentes estimations autour de 6 % à la fin 2000. L'écart-type estimé pour \bar{U} est faible contrairement aux estimations habituelles du *TV-NAIRU* (annexe 1). La simulation dynamique du système sur l'ensemble de la période (estimation 5) confirme la robustesse de l'estimation (graphiques 3 et 4).

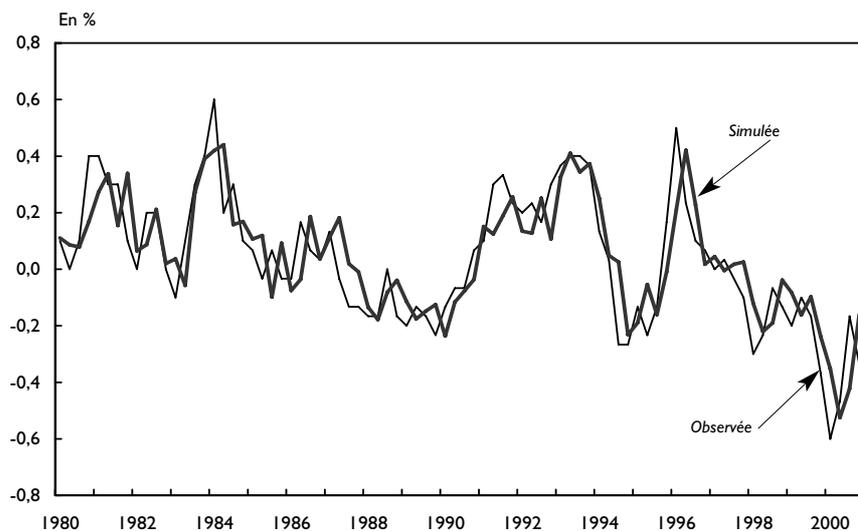
Comme nous pouvons le voir sur le graphique 5, \bar{U} s'enroule autour du taux de chômage effectif et se situe constamment en dessous depuis 1996 (- 0,7 point en moyenne). En fin de période, \bar{U} cesse de baisser. Cette légère hausse s'explique par le ralentissement de la productivité du travail liée à la diffusion des 35 heures dans l'économie. On ne peut en déduire que les 35 heures ont un impact négatif. En effet, l'impact de la réduction du temps de travail ne transite pas uniquement par la productivité du travail mais également par les baisses de charges patronales qui lui sont associées. Une évaluation plus précise nécessite la prise en compte de cet allègement comme par exemple dans l'estimation 7 où la productivité est corrigée du taux de cotisation employeur ($\Delta\pi_t^a - \Delta c^a$). L'élasticité de long terme alors estimée est inférieure à celle obtenue dans l'estimation 5 (- 0,4 contre - 0,5). La remontée de \bar{U} est estompée (annexe 2) et correspond à un taux de chômage d'équilibre plus faible en fin de période (4,6 % contre 5,8 %).

3. Évolution du taux de croissance du prix de la consommation



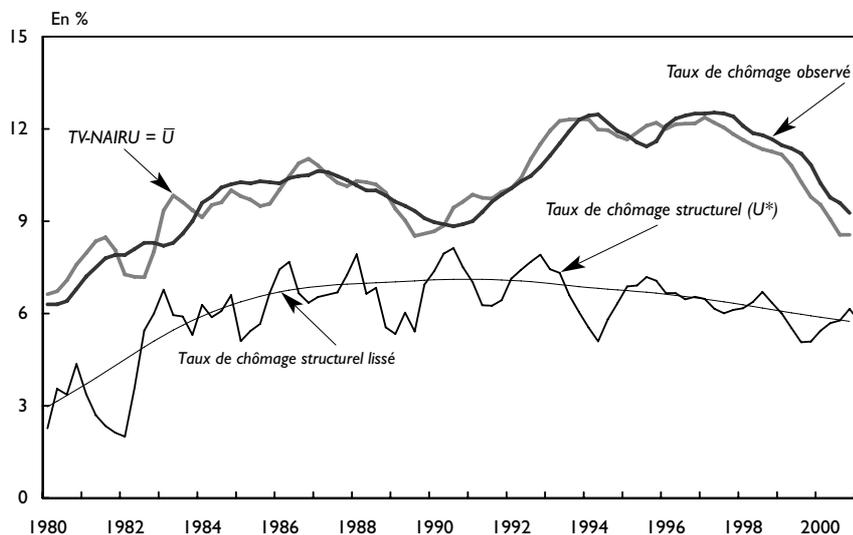
Sources : INSEE, calculs des auteurs.

4. Variation du taux de chômage



Sources : INSEE, calculs des auteurs.

5. Taux de chômage, \bar{U} et taux de chômage structurel (U^*)



Sources : INSEE, calculs des auteurs.

Le chômage structurel se situe toujours au-dessous du taux de chômage observé sur l'ensemble de la période analysée. Il est compris entre 3 % et 7,1 %, valeur obtenue respectivement au premier trimestre 1980 et au quatrième trimestre 1990. Il admet comme valeur moyenne 6,2 % sur l'ensemble de la période. L'écart maximal avec le taux de chômage effectif a été atteint au troisième trimestre de l'année 1997 (6,1 points), période qui correspond au pic du taux de chômage (12,5 %). L'écart minimal a été atteint au troisième trimestre 1990 et il a été de 1,7 point.

La stabilité du chômage structurel sur l'ensemble de la période masque toutefois certaines variations. Jusqu'en 1984, il augmente sous l'effet conjugué de la hausse des taux d'intérêt réels et du ralentissement de la productivité du travail. À partir de 1984, les taux d'intérêt contribuent négativement au taux de chômage d'équilibre qui se stabilise jusqu'à la fin des années 1980. La hausse du taux de chômage enregistrée au début des années 1990 est plus que compensée par la baisse des taux d'intérêt réel et la stabilisation de la productivité apparente du travail. En fin de période, le taux de chômage d'équilibre se stabilise autour de 6 %.

Les déterminants du taux de chômage d'équilibre

Contrairement à de nombreux travaux antérieurs et notamment ceux inspirés par Layard, Nickell et Jackman (1991), le modèle proposé incorpore une influence de la productivité sur le taux de chômage d'équilibre²⁰. Ainsi, un ralentissement de la productivité conduit, toutes choses égales par ailleurs, à une élévation du taux de chômage d'équilibre. L'élasticité de long terme estimée dans ce modèle est de $-0,5$: une hausse de la productivité de 1 point réduit le taux de chômage d'équilibre de 0,5 point. Celle estimée pour les taux d'intérêt réels de long terme est de 0,6. L'impact des taux d'intérêt sur le chômage d'équilibre peut transiter au travers de canaux simples *via* le coût d'usage du capital productif (Bonnet et Mahfouz, 1996 ; Cotis, Méary et Sobczak, 1998) ou plus complexes (Fitoussi et Phelps, 1988)²¹. En conséquence, une baisse simultanée de même ampleur de ces deux variables n'aura que peu d'impact sur le taux de chômage d'équilibre. En revanche, il est possible d'envisager un scénario dans lequel les taux d'intérêt réels de long terme continuent de baisser jusqu'à 3 %, tandis que la productivité accélère légèrement pour s'établir à un rythme annuel de 2,4 %. Selon ce scénario, le taux de chômage d'équilibre s'établirait à 5 % (tableau 5).

D'autres déterminants du chômage d'équilibre sont avancés dans la littérature théorique. Ils sont généralement déduits d'un modèle WS-PS dont nous ne développerons pas la présentation formelle²². Nous explorons la validité empirique dans le système (I) de l'impact de ces variables sur le chômage d'équilibre.

5. Quelques hypothèses de long terme

En %				
$\Delta^a \pi_t$	1,7	3,3	1,7	2,4
\dot{i}_t	3,8	3,8	2,5	3,0
Chômage structurel	5,8	5,0	5,0	5,0

20. Dans leur modèle, Layard et *alii* (1991) justifient l'invariance du taux de chômage face à des chocs de productivité par l'idée selon laquelle la stationnarité du taux de chômage à long terme ne peut être expliquée par des évolutions de la productivité de caractère tendanciel. Cependant la non-stationnarité du taux de chômage observée au cours des vingt dernières années lève cette impossibilité.

21. Selon ces auteurs, la demande de travail dépend du salaire réel, comme dans les théories traditionnelles, mais aussi du taux d'intérêt puisqu'il détermine le prix des actifs que les entreprises désirent accumuler. L'impact des taux d'intérêt sur le taux de chômage structurel passe alors *via* le marché des capitaux. Un niveau élevé des taux d'intérêt déprime le prix des actifs et donc la demande de travail entraînant une hausse du taux de chômage d'équilibre.

22. Le lecteur intéressé par une présentation théorique pourra se référer aux travaux de Layard, Nickell et Jackman (1991) ainsi qu'à ceux de Cahuc et Zylberberg (1996) pour une version dynamique.

Aucune de ces variables ne ressort significativement au seuil de 5 % (tableau 6). En revanche, certaines ont une élasticité conforme à l'intuition économique²³. Elles ne sont donc pas retenues dans le modèle de base mais les résultats d'estimation peuvent être comparés avec les résultats empiriques obtenus dans d'autres travaux.

Le salaire minimum

Une hausse du Smic constitue un renchérissement du coût du travail des salariés moins qualifiés et devrait, selon la théorie standard, entraîner une augmentation de leur chômage²⁴. Le salaire minimum est donc une variable pertinente dans l'explication du chômage structurel. L'Horty et Rault (1999) ont testé sans succès un tel impact en introduisant l'intégrale des coups de pouces sur le Smic. La variable que nous employons est le salaire minimum rapporté au salaire moyen. L'élasticité obtenue n'est jamais significative sauf dans l'estimation 6. D'après les résultats de cette estimation, une hausse de 1 % de ce rapport contribue à augmenter le chômage structurel de 0,25 point.

À partir d'une maquette désagrégée du marché du travail, Campens, Doisy, Duchêne et Gianella (2001) obtiennent par calibration un résultat proche. Selon les auteurs, une hausse de 1 % du salaire minimum devrait entraîner une hausse de 0,1 point du chômage structurel. En supposant une diffusion de la hausse du Smic sur les salaires jusqu'aux salaires inférieurs à 1,5 Smic (Demilly et Le Minez, 1999 ; ou CSERC, 1999), une hausse de 1 % du Smic entraîne une hausse du salaire moyen de près de 0,5 % et donc de 0,125 point du chômage structurel.

D'autres déterminants avancés dans les modèles WS-PS ne sont pas directement observables. C'est le cas notamment du taux de remplacement et du coin fiscal-social. Avant de rentrer plus en détails dans l'analyse de leur impact, il convient de garder à l'esprit que si leur construction paraît une perspective plus riche, elle ajoute, néanmoins, de la complexité et de l'incertitude à l'évaluation du chômage structurel.

23. Certains auteurs (en particulier Laxton) considèrent que la significativité du coefficient n'est pas le bon test de la pertinence de la variable dans les estimations par le filtre de Kalman. Ce qui explique sans doute pourquoi ils ne publient pas les *t* de student associés. Des simulations par la méthode de Monte Carlo permettrait sans doute de trancher cette question.

24. Selon l'OCDE, le Smic constitue « un socle en dessous duquel les salaires ne peuvent pas descendre et on considère généralement que la hausse du coût relatif du travail peu qualifié jusqu'au début des années 1990 a eu un effet partiellement défavorable sur l'emploi. » Par ailleurs, selon Laroque et Salanié (2000), une partie du non emploi en France s'expliquerait par le niveau trop élevé du Smic.

6. Résultats d'estimation de formes alternatives							
1978q1-2000q4	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	
\dot{P}_{C-1}	0,50 (6,46)	0,53 (7,15)	0,53 (7,16)	0,53 (7,17)	0,54 (7,48)	0,53 (7,18)	ϕ_1
\dot{P}_{C-2}	0,48 (5,89)	0,47 (5,29)	0,47 (5,27)	0,47 (5,29)	0,46 (4,79)	0,47 (5,15)	ϕ_2
$(\dot{P}_M - \dot{P}_C)$	0,04* (1,39)	0,04 (1,73)	0,05 (1,76)	0,05 (1,76)	0,04 (1,76)	0,04 (1,74)	ϕ_3
$(U - \bar{U})$	0,083	0,088	0,089	0,089	0,083	0,092	ϕ_4
$(TU - \bar{TU})$	0,19 (1,88)	0,18 (2,18)	0,18 (2,10)	0,18 (2,08)	0,17 (2,28)	0,18 (2,18)	ϕ_5
σ_P^2	0,08 (4,33)	0,09 (4,99)	0,09 (4,98)	0,09 (4,99)	0,10 (5,27)	0,09 (4,97)	
ΔU_{-1}	0,65 (6,54)	0,54 (4,17)	0,54 (4,34)	0,54 (4,27)	0,49 (3,36)	0,54 (4,19)	α_1
$(U - \bar{U})$	0,08 (2,23)	0,12 (2,62)	0,12 (2,67)	0,12 (2,71)	0,11 (2,66)	0,12 (2,71)	α_2
$\Delta \dot{P}_{C-1}^a$	0,06 (1,83)	0,08 (2,44)	0,08 (2,48)	0,08 (2,47)	0,09 (2,76)	0,08 (2,46)	α_3
$\Delta P \dot{I} B_{-1}^a$	0,012 (2,42)	0,01 (1,82)	0,01 (1,95)	0,01 (1,88)	0,01 (1,65)	0,01 (1,96)	α_4
$\sigma_{\Delta U}^2$	0,015 (4,33)	0,012 (3,85)	0,012 (3,84)	0,012 (3,85)	0,011 (3,54)	0,012 (3,78)	
ΔU	0,84 (1,99)	0,79 (1,98)	0,79 (1,96)	0,79 (1,96)	0,74 (1,87)	0,79 (1,96)	μ_1
$(\Delta \pi_{I_t}^a - \Delta \pi_{I_{t-4}}^a)$		0,10 (2,95)	0,10 (3,51)	0,10 (3,74)	0,13 (3,30)	0,10 (3,67)	μ_2
$(\Delta \pi_{I_t}^a - \Delta c_t^a) - (\Delta \pi_{I_{t-4}}^a - \Delta c_{t-4}^a)$	0,07 (3,05)						μ_2
$(i_{I_t} - i_{I_{t-4}})$	0,09* (1,38)	0,11 (1,64)	0,11 (1,67)	0,11 (1,65)	0,14 (1,87)	0,11 (1,68)	μ_3
$\left(\frac{SMIC}{\text{Salaire moyen}} \right)$	0,05* (0,82)	0,05* (0,68)	0,06* (0,84)	0,05* (0,83)	0,05* (0,63)	0,06* (0,85)	μ_4
Δ (Wedge agrégé)		-0,48* (-0,08)					μ_5
Δ (Wedge au Smic)			0,07* (0,03)				μ_5
Δ (Rapport Wedge)				0,34* (0,08)			μ_5
$\dot{T}R$					0,01* (0,43)		
$(\Delta txcot - \Delta txcot_{-1})$						0,005* (0,21)	μ_6
Final $TV - \bar{U}$	8,52	8,55	8,56	8,56	8,51	8,56	
Chômage structurel ¹	4,61	5,85	5,90	5,90	6,36	6,05	

* Indique que la variable n'est pas significative au seuil de 10 %.

1. Taux d'intérêt et croissance annuelle de la productivité au niveau du 4^e trimestre 2000. Les chiffres entre parenthèses correspondent à la valeur de la statistique de Student.

Le taux de remplacement

Dans les travaux de Layard Nickell et Jackman (1991), le chômage d'équilibre augmente, toutes choses égales par ailleurs, avec le taux de remplacement. L'introduction de cette variable, rapport des allocations chômage au salaire net, est censée prendre en compte une éventuelle « trappe à chômage ». Le signe attendu est positif. L'estimation de cet effet ne fonctionne pas (estimation 11). Le signe est correct, mais l'élasticité est faible — l'élasticité de long terme est de 0,04 — et non significative. En ne prenant pas en compte certaines caractéristiques du système de prestations chômage, comme l'existence de plafonds, de degré de dégressivité ou de durée de versements, la mesure du taux de remplacement est frustrée. Différents auteurs ou institutions ont proposé leur propre définition du taux de remplacement aboutissant à des mesures contradictoires (Laffargue et Thibault, 1998 ; OCDE, UNEDIC). De plus, l'amélioration récente du marché du travail à ouvert des droits aux nouveaux chômeurs. Ainsi, la part des chômeurs indemnisés a augmenté ces dernières années passant de 64 % en juin 1997 à 75 % en juin 2001. Dans le même temps le chômage a baissé, et il y a donc une corrélation négative entre le taux de remplacement et chômage, qui brouille la mesure. Laffargue et Thibault (1998) intègrent dans leur mesure de taux de remplacement les probabilités de transition entre les états de salariés, chômeurs ou inactifs. Mais, cette série n'améliore pas le résultat de nos estimations, jetant un doute sur l'influence de ce déterminant L'Horty et Rault (1999) arrivent à la même conclusion.

Le coin fiscal-social (wedge) et le taux de cotisations employeurs

Une autre variable porteuse d'informations sur l'évolution du marché du travail est souvent citée comme déterminant potentiel du chômage structurel : le coin fiscal-social²⁶. Mesurant l'écart entre le coût du travail supporté par l'employeur et le pouvoir d'achat perçu par le salarié, une hausse du niveau du coin fiscal-social devrait théoriquement augmenter le chômage. Malheureusement, et contrairement aux résultats obtenus par Cotis et alii (1998), nos estimations, présentées dans le tableau 6 (estimation 8), indiquent une influence inverse et non significative²⁷. Une proposition alternative consiste à prendre en compte la progressivité du coin salarial qui pourrait être

26. On distingue généralement deux variables :

Le coin fiscal = $(100+TVA) \cdot (100+\text{Taux employeurs}) / (100-\text{Taux salariés})$

Le coin salarial = $(Pc/Pva) \cdot (100+TVA) \cdot (100+\text{Taux employeurs}) / (100-\text{Taux salariés})$.

27. Une proposition alternative consiste à prendre en compte la progressivité du coin salarial qui pourrait être favorable à l'emploi dans un modèle où les syndicats détiennent un pouvoir de négociation. Les résultats empiriques pour la France concluent cependant à sa non pertinence dans l'explication du chômage d'équilibre (L'Horty, Meary et Sobczak, 1994 ; L'Horty et Thibault, 1998).

favorable à l'emploi dans un modèle où les syndicats détiennent un pouvoir de négociation. Nous avons testé l'impact du *wedge* au niveau du Smic (estimation 9) ainsi que le rapport entre ce *wedge* et le *wedge* moyen (estimation 10). Comme dans L'Horty, Meary et Sobczak (1994) ou L'Horty et Thibault (1998), nous concluons à sa non pertinence dans l'explication du chômage structurel (estimations 9 et 10).

Le taux de cotisation a le bon signe même si le coefficient estimé est très faible et reste fortement non significatif (estimation 12). La non prise en compte de l'hétérogénéité des qualifications dans notre modélisation est une cause possible à cette non significativité.

Cette liste n'est certes pas exhaustive. Elle pourrait être complétée des taux de syndicalisation, de l'aversion pour le risque des salariés, du risque de tomber au chômage, du degré de concurrence sur le marché des biens Layard, Nickell et Jackman (1991), de l'anticipation d'une hausse des rémunérations des salariés Cahuc et Zylberberg (1998), du mésappariement entre offre et demande sur le marché du travail ou du taux de sortie de l'emploi L'Horty et Rault (1999).

Conclusion

L'intuition poursuivie dans cette estimation est que la dynamique d'évolution du \bar{U} doit être prise en compte. Le \bar{U} bouge et il bouge relativement vite. Ceci permet de rendre compte d'une pression du chômage sur les prix, mais aussi pourquoi, comme par exemple le montre la conjoncture depuis 1997, cette pression ne semble pas durer et ne provoque pas de remontée durable de l'inflation. La justification économique de cette dynamique peut mobiliser les théories de l'hystérèse comme toutes celles qui représentent des phénomènes transitoires d'allocation sur le marché du travail.

Pour être conforme aux faits, la dynamique de \bar{U} doit être telle que l'ordre d'intégration de \bar{U} est le même que celui du chômage effectif. Ce \bar{U} n'est ainsi pas un bon candidat pour être le chômage structurel, en tout cas pour la France. Le chômage en France est intégré d'ordre 1 et la notion de chômage structurel suppose plutôt un degré d'intégration nul.

La méthode d'estimation que nous proposons permet une définition et une mesure du \bar{U} compatible avec cette contrainte. On peut en déduire un chômage structurel stationnaire, même si le mécanisme économique transformant un chômage structurel $I(0)$ en un chômage effectif $I(1)$ reste à expliquer. La raison pour laquelle la France et d'autres pays européens exhibent une telle persistance du chômage est loin d'être résolue par notre approche. En revanche, elle permet d'aborder la question des déterminants du chômage structurel et de

leur validation empirique. Les approches traditionnelles de la courbe de Phillips et WS-PS sont ainsi réconciliées.

Le prolongement de l'analyse à d'autres pays ou sur des périodes temporelles différentes devrait permettre d'enrichir la réflexion sur les fondements de ce modèle et constitue la voie immédiate d'amélioration de ce travail.

Références bibliographiques

- ARTUS P. et M. KAABI, 2000 : « A quel niveau se situe le *NAIRU* en France ? », *Flash*, CDC Marchés, n° 2000-28, février.
- BLANCHARD O.J. et L. KATZ, 1999 : « Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence », *NBER Working Paper*, n° W6924, février.
- BONNET X. et S. MAHFOUZ, 1996 : « The Influence of Different Specifications of Wages Prices Spirals on the Measure of the *NAIRU* : the Case of France », *Document de Travail de la Direction des Etudes et Synthèses Economiques*, INSEE, G 9611.
- BOONE L., M. JULLIARD, D. LAXTON, et P. N'DIAYE, 2001 : « How well do Alternative Time-Varying Parameter Models of the *NAIRU* help Policymakers Forecast Unemployment and Inflation in the OECD Countries ? », *IMF working paper*, février.
- CAHUC P., A. ZYLBERBERG, 1996 : « Économie du travail », *De Boeck université*.
- CAHUC P., A. ZYLBERBERG, 1998 : « Le modèle WS-PS », *Cahier Eco & Math*, n° 98-11, Mad-Université de Paris I.
- CAMPENS E, S. DOISY, S. DUCHÊNE et C. GIANELLA, 2001 : « Allègements de charges au voisinage du SMIC et chômage structurel : une modélisation à partir d'une maquette désagrégée du marché du travail », *document de travail de la direction de la prévision*.
- CORNÉO G., 1994 : « Ajustement des cotisations sociales et chômage d'équilibre », *Economie et Prévision*, n° 115.
- COTIS J.-PH., R. MÉARY et N. SOBCHAK, 1998 : « Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », *Revue Économique*, vol. 49, n° 9, pp 921-935.
- CROSS R., 1988 : *Unemployment, Hysteresis and the Natural Rate Hypothesis*, Basil Blackwell.
- CSERC, 1999 : « Le SMIC : salaire minimum de croissance », *Rapport du Conseil Supérieur de l'Emploi des Revenus et des Coûts*, La Documentation Française.

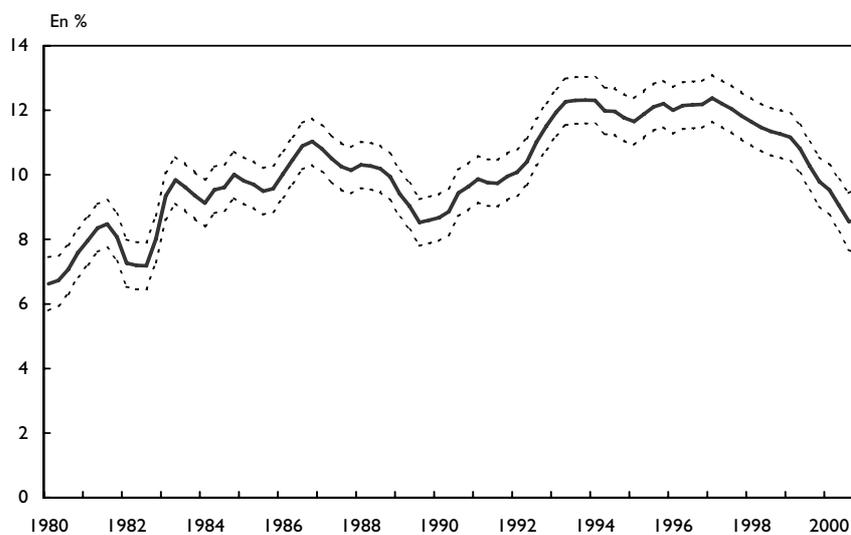
- DEMAILLY D. et S. LE MINEZ, 1999 : « Les salariés à temps complet au voisinage du Smic de 1976 à 1996 », *Insee première*, n° 642, avril.
- FITOUSSI J.-P. et E. PHELPS, 1988 : « The Slump in Europe », *Oxford, Basil Blackwell*.
- FRIEDMAN M., 1968 : « The Role of Monetary Policy », *The American Economic Review*, vol. 58, n° 1, mars, pp. 1-47
- GORDON R.J., 1997 : « The Time-varying NAIRU and its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 1.
- HEYER E. , H. LE BIHAN et F. LERAIS, 2000 : « Relation de Phillips, boucle prix-salaire : une estimation par la méthode de Johansen », *Économie et Prévision*, n° 146, octobre-décembre.
- IRAC D., 1999 : « Estimation of Time-varying NAIRU for France », *Banque de France*, novembre.
- KING R. , J. STOCK et M. WATSON, 1995 : « Temporal Instability of the Unemployment-Inflation Relationship », *Economic Perspectives of the Federal Bank of Chicago*, 19, 2-12.
- LAROQUE G. et B. SALANIÉ, 2000 : « Une décomposition du non emploi en France », *Economie et Statistique*, n° 331
- LAUBACH T., 2001 : « Measuring the NAIRU : Evidence from Seven Economies », *The Review of Economics and Statistics*, n° 83(2), mai.
- LAYARD R. et S. NICKELL, 1985 : « The Causes of British Unemployment », *National Institute Economic Review*, vol. 111.
- LAYARD R., S. NICKELL et R. JACKMAN, 1991 : « Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market », *Oxford University Press, Oxford*.
- LE BIHAN H. et H. STERDYNIK, 1998 : « Courbe de Phillips et modèle WS-PS, quelques remarques », *Revue Économique*, vol. 49, n° 9.
- L'HORTY Y. et C. RAULT, 1999 : « Les causes du chômage en France : une ré-estimation du modèle WS-PS. », *document de travail du Conseil Supérieur de l'Emploi, des Revenus et des Coûts*.
- L'HORTY Y. et F. THIBAUT, 1998 : « Le chômage d'équilibre, de quoi parlons-nous ? », *Revue Française d'Économie*, vol. XIII, 4.
- MANKIW G., 2001 : « The Inexorable and Mysterious Tradeoff between Inflation and Unemployment », *The Economic Journal*, vol. 111, n° 471, mai.
- MANNING A., 1993 : « Wage Bargaining and the Phillips Curve: the Identification and Specification of Aggregate Wage Equations », *The Economic Journal*, vol. 100, n° 416, pp. 98-118.

- MAURICE J. et D. TADDEI, 1997 : « Chômage d'équilibre et capacités de production : Une approche théorique de moyenne-longue période », *document de travail du CERAS*, n° 97-10, juin.
- MORROW K. MC., et W. ROEGER, 2000 : « Time-Varying NAIRU/Nawru Estimates for the EU's Membre States », *European Commission Working paper*, n° 145, septembre.
- MUET P.-A., 1997 : « Déficit de croissance et Chômage : le coût de la non coopération », *document de travail notre Europe*.
- OCDE, 2000 : *Etudes Economiques de l'OCDE*, juillet.
- PADOA-SCHIOPPA F., 1990 : « *Mismatch and Labor Mobility* », Cambridge University Press.
- PHELPS E., 1967 : « The Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Overtime », *Economica*, août, p. 254-281.
- PHELPS E., 1994 : « Past and Prospective Causes of high Unemployment » Discussion of the Paper by Paul Krugman. Comments for the Economic Symposium, Reducing for the Economic Symposium, Reducing Unemployment. *Federal Reserve Bank of Kansas*, août.
- PHILLIPS A.W., 1958 : « The Relation Between Unemployment and the rate for Change of Money Wages Rates in the United Kingdom », *Economica*, vol. 25.
- RICHARDSON P., L. BOONE, C. GIORNO, M. MEACCI, D. RAE et D. TURNER, 2000 : « Concept, Policy-use and Measurement of Structural Unemployment : Estimating a Time Varying NAIRU across 21 OECD Countries », *OECD Working Paper*, n° 250, juin.
- SNEESSENS H., 1992 : « Contraintes de débouchés, capacités de production et chômage dans un modèle macroéconomique avec concurrence imparfaite », *L'Actualité économique*, vol. 68, n° 1 et 2, pp. 140-174, mars et juin.
- STAIGER D., J. STOCK et M. WATSON, 1997 : « How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment ? », in C. Romer et D. Romer (eds), *Reducing Inflation : Motivation and Strategy* (Chicago University Press and NBER).
- STERDYNIAK H., H. LE BIHAN, COUR P. et H. DELESSY, 1997 : « Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches », *Revue de l'OFCE*, n° 60, janvier.
- TADDEI D., S. CUEVA et X. TIMBEAU, 1992 : « Capacité de production et équilibre statistique de sous emploi en courte-moyenne période », *Revue Économique*, 43(1).
- WEINER S., 1993 : « New Estimates of the Natural Rate of Unemployment », *Economic Review of the Federal Bank of Kansas City*, 78.

ANNEXE I: Une estimation plus précise

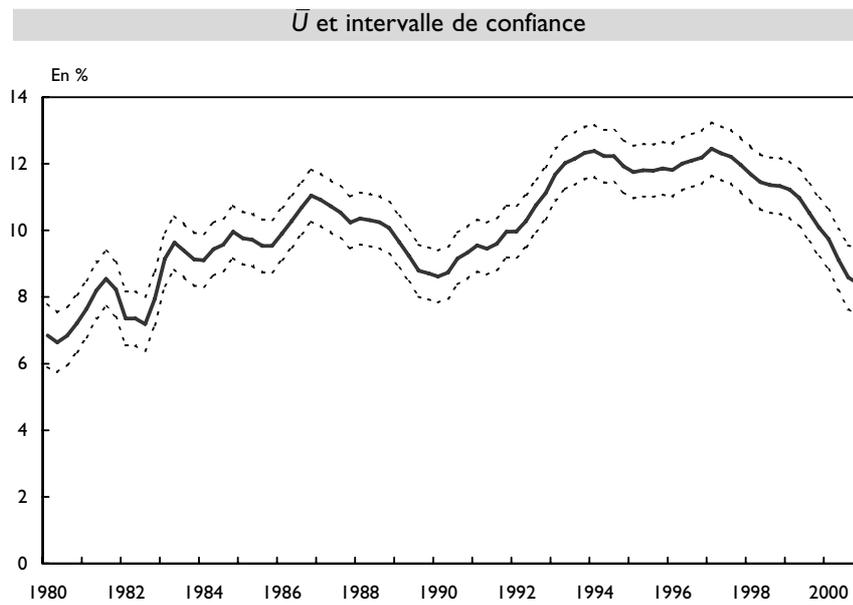
A l'inverse des relations standards estimées dans la première partie (estimation 1 et 2), notre évaluation de \bar{U} est plus précise (graphique). Le \bar{U} est compris dans une fourchette allant de 7,5 % à 9,5 %.

\bar{U} et intervalle de confiance



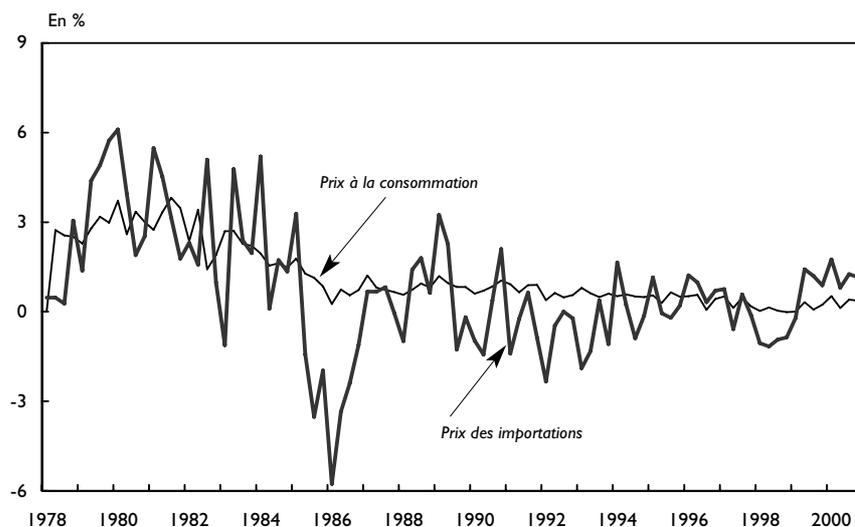
ANNEXE II

Lorsque l'on corrige la variable de productivité par le taux de cotisation employeur ($\pi_t^a - \hat{c}^a$), la remontée de U dans l'estimation 5 disparaît .



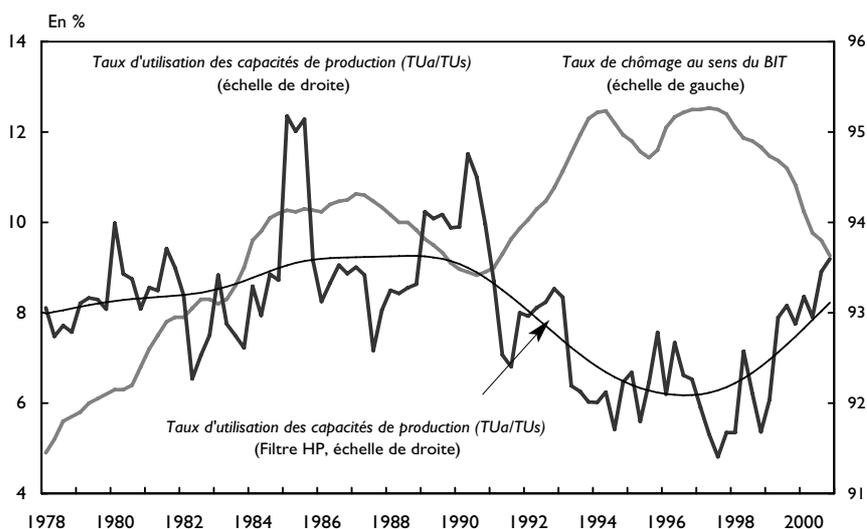
ANNEXE III: Les données

I. Taux de croissance trimestriel des prix à la consommation et des importations



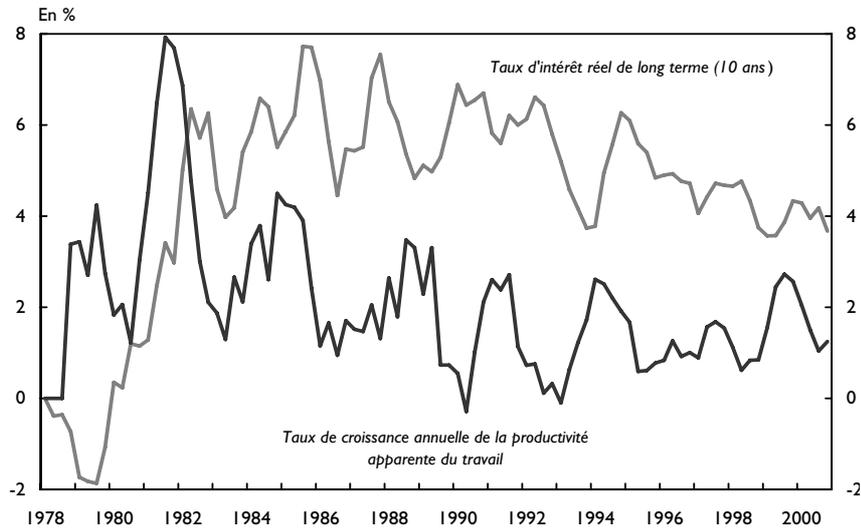
Source : Comptes trimestriels-INSEE.

2. Taux de chômage et taux d'utilisation des capacités de production



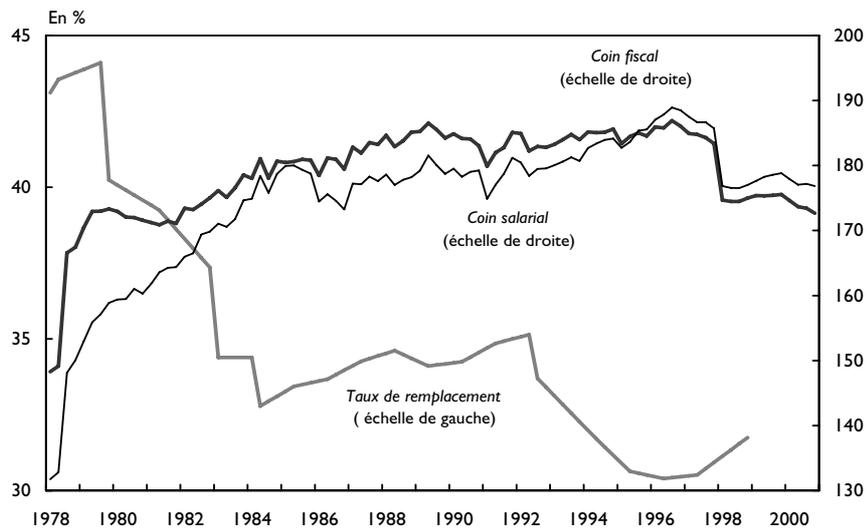
Source : INSEE.

3. Taux de croissance de la productivité apparente du travail et taux d'intérêt



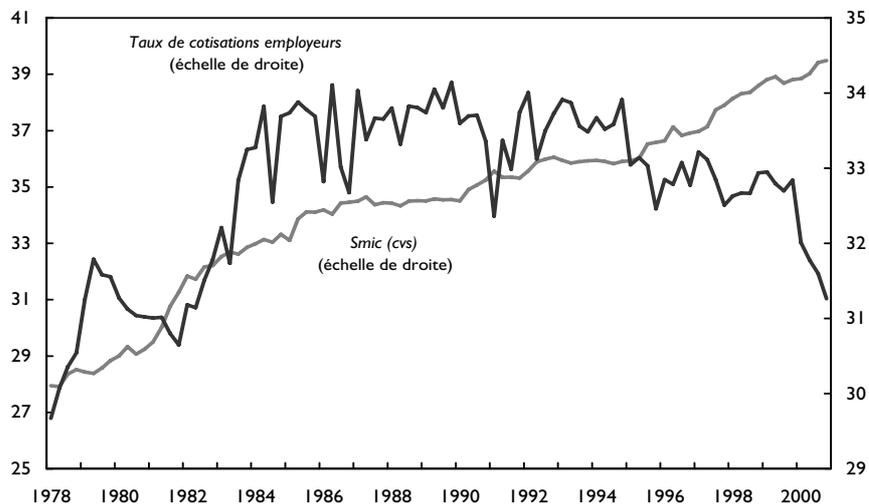
Source : INSEE.

4. Coin fiscal-social et taux de remplacement



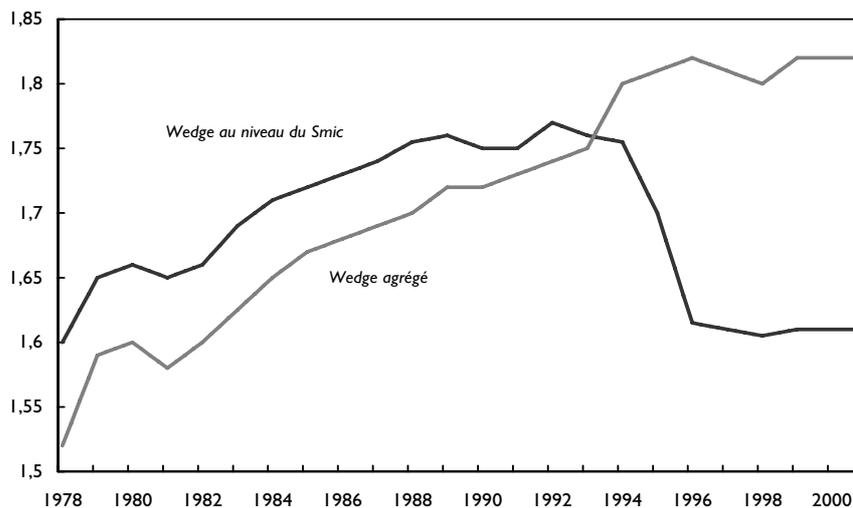
Sources : UNEDIC, INSEE.

5. Taux de cotisations employeurs et SMIC



Source : INSEE.

6. Évolution des prélèvements sur le travail (cotisations sociales salariés et employeurs) au niveau du salaire moyen et au niveau du Smic.



Le wedge considéré ici est le seul coin social et non le coin fiscal-social.
Source : Direction de la Prévision.

