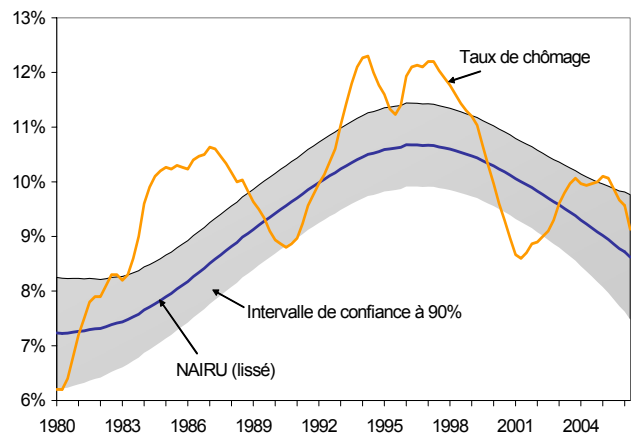


## Quelles sont les parts cyclique et structurelle du chômage en France ?

- A la fin de l'année 2006, le taux de chômage en France était de 8,6% de la population active ; il faut revenir à 1983 pour trouver un taux de chômage inférieur. Sur un an, le taux de chômage a baissé d'environ 1 point : cette baisse reflète-t-elle uniquement la bonne conjoncture économique ou traduit-elle aussi une amélioration durable du fonctionnement du marché du travail ?
- Pour répondre à cette question, on doit repérer dans le niveau observé du taux de chômage la partie conjoncturelle et la partie structurelle. Une façon assez courante de procéder consiste à regarder simultanément les évolutions du taux de chômage, de l'inflation, de l'inflation anticipée et du prix de l'énergie. Dans cette approche basée sur la «courbe de Phillips augmentée», une baisse du taux de chômage qui n'est pas accompagnée d'une augmentation inattendue de l'inflation (hors effets éventuels des prix de l'énergie) est interprétée comme une baisse de la partie structurelle du taux de chômage (aussi appelée NAIRU pour *Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment*), alors qu'une baisse du taux de chômage accompagnée d'une augmentation inattendue de l'inflation s'interprète comme une baisse de la partie conjoncturelle du chômage.
- En se fondant sur cette idée, la mise en œuvre de méthodes statistiques assez simples permet d'évaluer qu'au quatrième trimestre 2006, le NAIRU était de l'ordre de 8,3% (avec une marge d'incertitude importante), mais surtout qu'il a diminué d'environ 1/3 de point par an depuis 2000. On évalue aussi que la part conjoncturelle du chômage est actuellement faible, ce qui limite l'efficacité des politiques de demande pour réduire le chômage et suggère que des améliorations supplémentaires seront avant tout le fruit de réformes structurelles du fonctionnement de l'économie.

Ce document a été élaboré sous la responsabilité de la direction générale du Trésor et de la Politique économique et ne reflète pas nécessairement la position du ministère de l'Économie, des Finances et de l'Industrie.

NAIRU et taux de chômage en France (1980-2006)

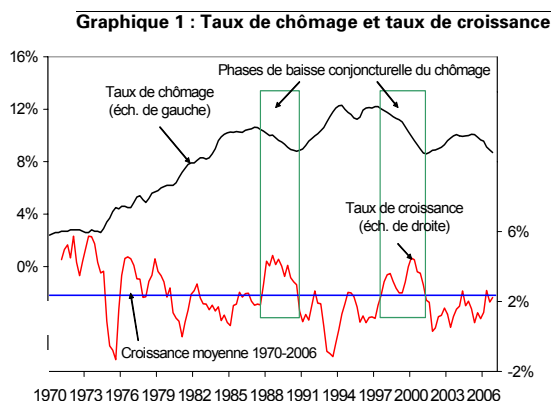


Source : INSEE, Calculs DGTPE.

## 1. Le NAIRU et la décomposition tendance-cycle du taux de chômage

### 1.1 Le taux de chômage peut être décomposé en une composante liée au cycle et une composante plus durable

La décomposition entre tendance et cycle est particulièrement importante dans le cas du taux de chômage puisque les politiques pertinentes à mettre en œuvre pour lutter contre le chômage diffèrent considérablement suivant que celui-ci est de nature cyclique ou structurelle. En conséquence, depuis une cinquantaine d'années, la composante durable du chômage, dite «chômage structurel», est devenue un thème important de la littérature économique.



En France, la coexistence d'un cycle et d'une tendance s'affiche sur la courbe du taux de chômage depuis le début des années 1970<sup>1</sup>. Alors que certaines des évolutions du taux de chômage sont visiblement liées à la position de l'économie dans le cycle, d'autres, s'étalant sur des périodes plus longues, définissent une tendance de long terme -ou structurelle- du chômage. Ainsi, il apparaît sur le graphique 1 que la baisse de la fin des années 1980 coïncide avec une période transitoire d'amélioration de l'activité, se traduisant par une croissance supérieure à sa moyenne. Inversement, la hausse de la première moitié des années 1990 prend place dans un contexte conjoncturel défavorable (ralentissement de la croissance). En revanche, la montée ininterrompue du taux de chômage entre 1970 et 1985 ne saurait connaître d'explication liée à la position dans le cycle économique.

Parmi les différents concepts à la base de la décomposition tendance-cycle du taux de chômage, celui de NAIRU est certainement le plus répandu.

### 1.2 Le développement théorique du NAIRU est étroitement lié à «l'historique de la courbe de Phillips»

En 1958, William Phillips<sup>2</sup> mettait en évidence une relation négative stable entre les salaires et le taux de chômage sur données britanniques (1861-1957). L'intuition sous-jacente à cette relation est qu'en période de chômage élevé (respectivement faible), les salariés perdent (respectivement gagnent) du pouvoir lors de la négociation des salaires, ce qui ralentit (respectivement accélère) la progression des ces derniers. En conséquence, il existe un taux de chômage compatible avec la stabilité des salaires : Phillips en déduit la première estimation du chômage d'équilibre (5%). Cette observation suggère que les décideurs sont confrontés à un arbitrage (*trade-off*) chômage-inflation. En effet, si l'on admet l'existence de la relation négative entre les deux variables macroéconomiques, il n'est possible de faire baisser l'une que tant que l'on est disposé à subir une hausse de l'autre. Cette vision des choses fut remise en cause dans les années 1960. L'idée que l'on puisse faire baisser le chômage à long terme en augmentant l'inflation fut notamment jugée irrecevable par Friedman et Phelps (séparément) car elle suppose que les agents n'adaptent jamais leurs anticipations d'inflation, même suite à de multiples hausses de celle-ci. Friedman<sup>3</sup> cite à ce sujet Abraham Lincoln : «*You can fool all of the people some of the time, you can fool some of the people all of the time, but you can't fool all of the people all of the time*». Phelps - à qui ces travaux ont valu le prix Nobel en 2006 - développa à la fin des années 1960 le cadre théorique qui faisait défaut à l'approche de Phillips<sup>4</sup>. Il mit au premier plan de son analyse les anticipations des agents, et introduisit cette nouvelle variable dans la courbe de Phillips, dès lors rebaptisée courbe de Phillips augmentée : c'est la différence entre l'inflation et les anticipations d'inflation (et non l'inflation *per se*) qui est alors liée au taux de chômage.

**Le message traduit par la courbe de Phillips augmentée est qu'il existe un arbitrage à court terme - et non à long terme - entre l'inflation et le chômage.** Plus précisément, l'arbitrage de court terme n'est valide qu'à anticipations d'inflation données. Le taux

- (1) Cf. Blanchard (2005) pour une présentation des évolutions de la recherche économique sur la dynamique du chômage depuis 1970.
- (2) A. Phillips (1958) : «The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom», 1861-1957. *Economica*, vol. 25.
- (3) M. Friedman (1976) : «Wage determination and unemployment», *Chap. 12 de Price Theory*, *Chivago*, Aldine Publishing Company.
- (4) Phelps (1967) : «Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time», *Economica*, vol. 34, Phelps (1968) : «Money-wage dynamics and labor market equilibrium», *Journal of Political Economy*, vol. 76, Phelps (1970) : «Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory», *New York, W. W. Norton*. Pour une présentation des travaux de Phelps réalisée à l'occasion de la remise du prix en mémoire d'Alfred Nobel, cf. «Edmund Phelps's Contributions to Macroeconomics» (*Royal Swedish Academy of Sciences*).

de chômage compatible avec la parfaite anticipation de l'inflation est appelé NAIRU (pour *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*). Lorsque les anticipations sont adaptatives, c'est-à-dire si l'inflation anticipée dépend des inflations passées, l'inflation anticipée tend à long terme vers l'inflation réalisée et le taux de chômage se confond progressivement avec le NAIRU<sup>5</sup>.

La courbe de Phillips augmentée reste très présente dans la littérature économique, voire dans la presse économique spécialisée. Elle est en particulier largement exploitée pour l'estimation de NAIRU, tant par les milieux institutionnels (OCDE, Commission Européenne, Banques

centrales)<sup>6</sup> qu'académiques. En effet, en supposant sa validité, la différence entre les anticipations d'inflation des agents et l'inflation observée indique la position du chômage par rapport au NAIRU.

### 1.3 Les fondements théoriques de la courbe de Phillips

Bien qu'elle soit souvent interprétée comme une simple relation empirique, il est possible de dériver la courbe de Phillips augmentée à partir d'une équation de fixation des prix (PS, pour Price-Setting) et une équation de fixation des salaires (WS pour Wage-Setting)<sup>7</sup> (cf. encadré 1).

#### Encadré 1 : De l'approche WS-PS à la courbe de Phillips

L'approche WS-PS repose sur l'écriture de deux relations impliquant le salaire réel : la première (WS pour *Wage-Setting*) décrit la formation des salaires et la seconde (PS pour *Price-Setting*) celle des prix. Dans le cadre développé par Layard, Nickell et Jackman (1991), la formation des salaires traduit l'issue d'une négociation entre les entreprises et le syndicat. Après maximisation des intérêts respectifs, on montre que cette relation peut s'écrire sous la forme :

$$w - p^a - eff = C_{WS} - \beta u \quad (1)$$

où  $w$  est le salaire nominal  $p^a$  est le prix anticipé,  $eff$  est le progrès technique (efficacité du travail),  $u$  est le taux de chômage et  $C_{WS}$  traduit l'effet de modifications structurelles<sup>a</sup>. L'intuition est la suivante : lorsque le taux de chômage augmente, les salariés perdent du pouvoir de négociation (la menace du chômage étant accrue) et acceptent en conséquence des baisses de salaire réel. Par ailleurs, les entreprises répercutent dans les prix les variations des coûts des facteurs de production que sont le travail et le capital. Ceci est formalisé par la relation PS (cf. Cotis, Meary et Sobczak, 1996):

$$p = C_{PS} + \alpha (w^a - eff) + (1 - \alpha)(c_k + p) \quad (2)$$

où  $w^a$  est le salaire nominal anticipé par les entreprises,  $c_k$  est le coût réel du capital et  $\alpha$  est la part des salaires dans la valeur ajoutée. En outre,  $C_{PS}$  traduit l'effet de modifications structurelles dans le temps (préférences des agents, cadre institutionnel...). En définissant le taux chômage d'équilibre  $u$  comme étant le taux de chômage obtenu en l'absence d'erreur d'anticipation, on obtient :

$$u = \frac{1}{\beta} \left[ C_{WS} + \frac{1}{\alpha} C_{PS} + \frac{1 - \alpha}{\alpha} c_k \right] \quad (3)$$

Ainsi, dans ce cadre, le taux de chômage d'équilibre dépend positivement des facteurs poussant les salaires et les prix à la hausse ( $C_{WS}$  et  $C_{PS}$ ) ainsi que du coût du capital.

Il existe différentes façons de dériver une courbe de Phillips. Sous certaines hypothèses, on peut l'obtenir en modifiant les équations précédentes. Premièrement, on introduit un aspect dynamique dans les relations en indiquant les variables par le temps. Par ailleurs, on ajoute aux équations (1) et (2) les termes  $z_{WS,t}$  et  $z_{PS,t}$  représentant des chocs de court terme affectant respectivement les salaires et les prix. En supposant que les erreurs d'anticipation d'inflation sont semblables aux erreurs d'anticipation salariale, une relation de type Phillips augmentée est obtenue en réécrivant l'égalité définissant l'inflation  $\pi_t = \pi_t^a + (p_t - p_t^a)$  :

$$\pi_t = \pi_t^a - \frac{\beta\alpha}{2}(u_t - u_t^*) + \frac{\alpha}{2}z_{WS,t} + \frac{1}{2}z_{PS,t} \quad (4)$$

où  $u_t^*$  est le NAIRU, défini comme le taux de chômage prévalant en l'absence de chocs temporaires et lorsque les ajustements des prix et des salaires sont achevés (c'est-à-dire lorsque  $z_{WS,t} = z_{PS,t} = 0$ ,  $p_t^a = p_t$  et  $w_t^a = w_t$ ).

a. Par exemple des modifications du coin fiscal-social, du salaire minimum ou encore des variations du pouvoir de négociation entre syndicats et entreprises autres que celles attribuables aux mouvements du taux de chômage.

(5) Ceci serait toutefois le cas si l'économie n'était soudainement plus soumise à aucun choc. Puisque ce n'est pas le cas, le taux de chômage fluctue autour du NAIRU.

(6) Cf. Irac (2000) : «Estimation of a time-varying NAIRU for France», *Banque de France NER n°75* pour la Banque de France, Fabiani et Mestre (2000) : «Alternative measures of the NAIRU in the euro area : estimates and assessment», *ECB Working Paper n°17* pour la Banque Centrale Européenne, Greenslade et al. (2003) : «A Kalman filter approach to estimating the UK NAIRU», *Bank of England Working Papers n°179* pour la Banque d'Angleterre, Denis et al. (2006) : «Calculating potential growth rates and output gaps - A revised production function approach», *European Commission Economic Papers n°247* pour la Commission Européenne, Richardson et al. (2000) : «The concept, policy use and measurement of structural unemployment: estimating a time-varying NAIRU across 21 OECD countries», *OECD ECO/WKP(2000)23* pour l'OCDE.

(7) L'introduction de termes d'anticipations dans les deux équations fait s'écarter cette méthode de l'approche WS-PS standard (cf. Layard et al. (1991) : «Unemployment, macroeconomic performance and the labor market», *Oxford University Press*).

Les facteurs à la base de l'écart entre le taux de chômage et le NAIRU sont les chocs temporaires, d'une part, et les erreurs d'anticipations (et effets des rigidités nominales), d'autre part. Ainsi, le chômage est le facteur sollicité pour contrer ces effets et maintenir l'équilibre à court terme.

#### 1.4 Les mécanismes traduits par la courbe de Phillips

L'idée de base est que les entreprises et les salariés s'accordent sur des salaires nominaux, alors que ce qui intéresse réellement les entreprises et les salariés, ce sont les salaires réels traduisant le coût du travail pour les entreprises et le pouvoir d'achat pour les salariés. Si l'inflation est supérieure à ce qu'avaient anticipé les agents privés (cf. encadré 1, équation 4), c'est une bonne surprise pour les entreprises qui paient finalement les salariés moins cher que prévu ; elles souhaitent embaucher plus, au moins momentanément, ce qui réduit le chômage. Inversement, si

l'inflation réalisée est inférieure aux anticipations, le taux de chômage observé est supérieur au NAIRU.

Ce fonctionnement dans lequel les salaires nominaux sont décidés avant que l'inflation ne soit connue a des conséquences importantes dans les périodes de désinflation. Ainsi, si les agents ne croient pas à la diminution du taux d'inflation, (ce qui est le cas si, à chaque période, leur anticipation d'inflation est la dernière inflation observée), les surprises d'inflation sont en permanence négatives, ce qui se traduit à chaque période par un chômage plus fort que le NAIRU («coût de la désinflation»). En revanche, si la banque centrale est suffisamment crédible pour que les agents privés retiennent comme prévision d'inflation celle annoncée par la banque centrale, la seule annonce de la désinflation permet d'infléchir les anticipations d'inflation en même temps que l'inflation réalisée. Le coût de la désinflation (en termes de chômage) est alors nul.

## 2. Estimation du NAIRU pour la France et évolution sur longue période

### 2.1 L'écart entre l'inflation observée et l'inflation anticipée nous renseigne sur la position du NAIRU par rapport au taux de chômage

Le NAIRU est estimé via les effets attendus de l'écart de taux de chômage sur l'inflation, sans avoir besoin de préciser explicitement ses déterminants. La majorité des estimations de ce type mettent en œuvre un filtre de Kalman (cf. encadré 2). Les estimations du NAIRU utilisant le filtre de Kalman sont couramment qualifiées de semi-structurelles car elles mêlent des éléments statistiques et des éléments économiques. Le point de départ théorique est une courbe de Phillips augmentée, supposant une relation stable reliant l'écart entre l'inflation et l'inflation anticipée d'une part (écart d'inflation dans la suite) et l'écart entre le taux de chômage observé et le NAIRU d'autre part (écart de taux de chômage dans la suite). Le modèle, présenté dans l'encadré 2, doit être complété par la spécification de la dynamique du NAIRU. Cette dernière prend le plus souvent la forme d'une marche aléatoire (avec ou sans dérive stochastique). Parmi les estimations de ce type, figurent notamment

celles de Staiger, Stock et Watson (1996)<sup>8</sup>, Gordon (1997)<sup>9</sup>, Fabiani et Mestre (2000), Laubach (2001)<sup>10</sup>.

### 2.2 Différents tests témoignent de la robustesse des résultats de l'estimation

L'estimation se décline en deux temps. Dans un premier temps, les paramètres intervenant dans le modèle (persistance de l'inflation, pente de la courbe de Phillips, écart-types des chocs, ...) sont estimés. Dans un deuxième temps, le filtre est appliqué afin d'extraire les variables inobservables les plus vraisemblables sur la période considérée. L'estimation a été menée sur des données trimestrielles entre 1980 et le 4<sup>ème</sup> trimestre 2006.

A l'issue de l'estimation, il convient de tester la robustesse de l'estimation de la série de NAIRU à diverses hypothèses ou choix de modélisation. En particulier, l'impact de trois «ingrédients» de l'estimation sur les résultats a été étudié. Ces trois éléments sont :

- (a) certaines contraintes imposées sur les paramètres<sup>11</sup> ;
- (b) la période d'estimation<sup>12</sup> et
- (c) l'hypothèse de formation des anticipations d'inflation<sup>13</sup>.

(8) Staiger, D., Stock, J. et Watson, M. (1996) : «How precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment?», *NBER Working Paper n°5477*.

(9) Gordon, R.J. (1997) : «The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy», *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11 (1).

(10) Laubach, T. (2001) : «Measuring the NAIRU : Evidence from seven Economies», *Review of Economics and Statistics*, vol. 83 (2).

(11) Dans ce type d'estimation, il est classique de devoir imposer des contraintes sur le rapport entre les variances de certains chocs qui, sans cela, sont biaisés vers 0 (pile-up problem, cf. Gordon, 1997).

(12) Les estimations ont été menées en raccourcissant la période à 1990T1-2006T2.

(13) Dans le modèle de base, il est supposé que l'anticipation d'inflation pour le trimestre suivant est une combinaison linéaire des dernières inflations observées. On suppose implicitement que les pondérations de cette combinaison linéaire sont constantes sur toute la période, ce qui peut sembler discutable sur un quart de siècle. En conséquence, un mode de formation des anticipations plus complexe, permettant des variations progressives de pondérations sur la période (méthode *time varying parameter*, cf. Cooley T.F. et Prescott, E.C. (1976) : «Estimation in the Presence of Stochastic Parameter Variation», *Econometrica*, vol. 44), a été testé. La série de NAIRU estimée n'est alors que très faiblement modifiée.

## Encadré 2 : Le filtre de Kalman et le modèle espace-état

Le filtre de Kalman est un outil économétrique étroitement lié aux modèles espace-état. Un modèle espace-état est constitué d'un ensemble d'équations définissant les dynamiques de deux types de variables, les variables observables et celles inobservables. Les variables inobservables (typiquement, le NAIRU) interviennent dans la dynamique des variables observables (typiquement, l'inflation). Connaissant, d'une part, les équations définissant les dynamiques des deux types de variables et, d'autre part, les évolutions temporelles des variables observables, le filtre de Kalman permet d'estimer la série temporelle de NAIRU la plus vraisemblable. Naturellement, les résultats obtenus ne sont que des estimations et sont donc caractérisés par un certain degré d'incertitude. Un intérêt du filtre de Kalman est précisément de rendre possible la mesure de l'incertitude entourant les résultats.

La méthode n'est toutefois pas sans défaut. Premièrement, l'absence d'information sur les facteurs structurels sous-jacents au NAIRU constitue une importante limite de l'approche. Aussi, il est souhaitable de compléter le diagnostic avec une approche plus structurelle (cf. Cotis et al., 1996, L'Horty et Rault, 2003, Heyer et al., 2004) cherchant à déterminer explicitement les déterminants du chômage d'équilibre. Deuxièmement, alors qu'il est possible de quantifier l'erreur associée à la technique de filtrage et à l'incertitude sur les paramètres, l'erreur liée au choix du modèle (spécification de la dynamique du NAIRU notamment) n'est pas prise en compte lors du calcul des intervalles de confiance.

Dans le modèle espace-état, la dynamique des variables d'état (inobservables) est décrite par les équations de transition et celles des variables observables le sont par les équations de mesure. Ici, le NAIRU est une variable d'état et l'inflation une variable de mesure. Les spécifications que nous retenons pour modéliser la dynamique du NAIRU sont du même type que celles retenues par Laubach (2001) :

$$\begin{cases} u_t^* = \mu_t + u_{t-1}^* + \varepsilon_t^u \\ \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \end{cases} \quad (2-1)$$

Cette modélisation implique donc un NAIRU intégré d'ordre deux<sup>a</sup>. Elle est cohérente avec les observations empiriques d'une très forte persistance du taux de chômage. La variable  $\mu_t$  doit capter les tendances des variations du NAIRU<sup>b</sup>. Par ailleurs, nous supposons que l'écart  $c_t$  entre le taux de chômage observé et le NAIRU est stationnaire et suit un processus stationnaire autorégressif d'ordre 2 :

$$c_t = u_t - u_t^* = \phi_0 + \phi_1 c_{t-1} + \phi_2 c_{t-2} + \varepsilon_t^c \quad (2-2)$$

On écrit la courbe de Phillips de la manière suivante :

$$\pi_t = \alpha_1 \pi_{t-1} + \alpha_2 \pi_{t-2} + \alpha_4 \pi_{t-4} + \alpha_6 \pi_{t-6} + \beta (u_t - u_t^*) + \gamma^{oil} z_{oil,t-1} + \gamma^{imp} z_{imp,t-2} + \varepsilon_t^\pi \quad (2-3)$$

Cette formulation est connue sous le nom du triangle de Gordon (1997). Elle montre en effet que l'inflation est expliquée par trois facteurs : (i) les anticipations d'inflation adaptatives et l'inertie, (ii) l'excès ou l'insuffisance de demande exprimée par le l'écart entre le taux de chômage observé et le NAIRU et (iii) des chocs d'offre temporaires, tels qu'une augmentation des prix réels du pétrole ou des prix réels à l'importation<sup>c</sup>.

Comme dans la plupart des études de ce type, nous avons imposé l'homogénéité dynamique dans l'équation en contraignant à 1 la somme des coefficients relatifs aux retards de l'inflation à l'unité. On parle de forme accélérationniste de la courbe de Phillips.

Finalement, le modèle espace-état dans son ensemble s'écrit de la manière suivante<sup>d</sup> :

$$\begin{cases} \pi_t = \underset{(3.5)}{0.35} \pi_{t-1} + \underset{(3.4)}{0.32} \pi_{t-2} - \underset{(1.4)}{0.12} \pi_{t-4} + \underset{(6.0)}{0.46} \pi_{t-6} - \\ \quad \underset{(3.8)}{0.10} (u_t - u_t^*) + \underset{(2.0)}{0.001} z_{oil,t-1} + \underset{(2.9)}{0.04} z_{imp,t-2} + \varepsilon_t^\pi \\ u_t = u_t^* + c_t \\ \begin{cases} u_t^* = \mu_t + u_{t-1}^* + \varepsilon_t^u \\ \mu_t = \mu_{t-1} + \varepsilon_t^\mu \end{cases} \\ c_t = u_t - u_t^* = \underset{(1.4)}{0.02} + \underset{(31.5)}{1.79} c_{t-1} - \underset{(14.6)}{0.83} c_{t-2} + \varepsilon_t^c \end{cases} \quad (2-4)$$

Il faut ici noter l'importance du paramètre  $\beta$ , c'est-à-dire la pente de la courbe de Phillips, pour déterminer si le NAIRU estimé est pertinent. En effet, lorsque ce paramètre est statistiquement significatif, cela signifie que l'écart de taux de chômage contribue significativement à l'évolution de l'inflation.

- C'est à dire que les différences seconds du chômage sont stationnaires.
- Cette modélisation peut apparaître pertinente en présence d'évolutions tendancielle, comme la hausse quasi ininterrompue du taux de chômage entre le début des années 1970 et la fin des années 1980.
- Seuls le premier retard des différences secondes des prix du pétrole ( $z_{t-1oil}$ ) et le deuxième retard des différences secondes des prix réels à l'importation ( $z_{t-2imp}$ ) ont un impact significatif sur l'inflation.
- T de Student entre parenthèses.

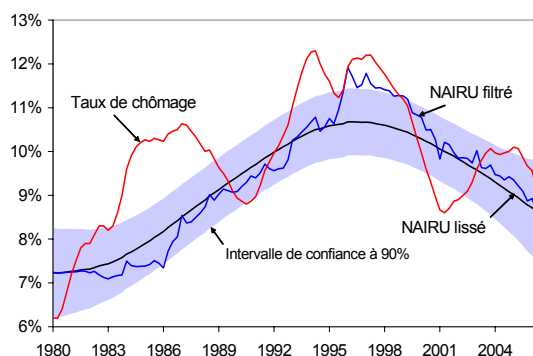
Il apparaît que le NAIRU estimé est peu sensible aux modifications de ces trois éléments, ce qui témoigne d'une relative robustesse de l'estimation.

### 2.3 Après une baisse ininterrompue depuis 1996, le NAIRU aurait atteint 8,3% à la fin de 2006

Le graphique 2 montre le NAIRU lissé ainsi que son intervalle de confiance à 90%. Cet intervalle de confiance tient compte des deux sources d'incertitude que sont l'incertitude liée à la méthode de filtrage et l'incertitude relative aux paramètres du modèle<sup>14</sup>. Pour le dernier trimestre de 2006, nous lisons par exemple que le NAIRU estimé est de 8,3% et que son intervalle de confiance à 90% est [7,2% ; 9,4%]. Le taux de chômage observé étant de 8,7% pour le 4<sup>ème</sup> trimestre 2006, la part cyclique du chômage en fin de période s'élève à 0,4 point. L'importance de l'incertitude portant sur l'estimation du NAIRU souligne toutefois la fragilité de cette évaluation du chômage cyclique.

Le graphique 2 présente l'évolution du NAIRU estimé selon deux modalités du filtre de Kalman. Les valeurs «filtrées» (courbe bleue) apparaissant sur le graphique sont obtenues en n'utilisant que l'information disponible à chaque trimestre  $t$  considéré. Lorsque l'on utilise toutes les informations disponibles (1980T1-2006T4), on parle de valeurs «lissées» du NAIRU. Dans la mesure où les valeurs filtrées peuvent être comprises comme des mesures en temps réel du NAIRU, l'écart entre les deux courbes met en évidence l'existence d'erreurs de mesure en temps réel substantielles à certains moments (de l'ordre de 1 point à la fin des années 1990).

Graphique 2 : Estimation du NAIRU et intervalle de confiance à 90%

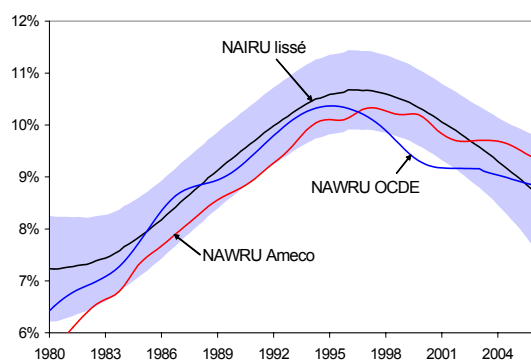


Source : INSEE, calculs DGTPE

Enfin, une comparaison graphique de notre série de NAIRU avec les estimations de l'OCDE et de la Commission

européenne<sup>15</sup> est réalisée sur la Figure 3. Ces deux dernières estimations sont toutefois de nature un peu différente puisqu'elles évaluent le NAWRU (Non Accelerating Wage Rate of Unemployment) et correspondent aux taux de chômeurs compatibles avec l'absence de pression à la baisse ou à la hausse sur les salaires - et non sur les prix comme le NAIRU. Les différentes estimations, basées sur des méthodologies comparables, aboutissent à des résultats proches.

Graphique 3 : Estimations de l'OCDE et de la Commission



Sources : INSEE, OCDE, Commission Européenne.

### 2.4 La composante du chômage liée au cycle est en moyenne faible, elle est fortement contracyclique et joue négativement sur l'inflation

On calcule que l'écart type de la partie cyclique du chômage (ou «écart de taux de chômage») est d'environ 1 point : elle est donc inférieure à 2 points dans 95% des cas (ou encore à 1,6 point 90% du temps). Autrement dit, la partie cyclique du chômage est relativement faible par rapport à sa composante structurelle.

L'écart de taux de chômage est représenté avec l'inflation des prix à la consommation sur le graphique 4. On vérifie graphiquement que lorsque l'écart est positif (le taux de chômage est supérieur au NAIRU), l'inflation tend à décroître. En particulier, au début des années 1980, la désinflation s'accompagne d'un écart de taux positif, liée à la persistance des surprises négatives d'inflation.

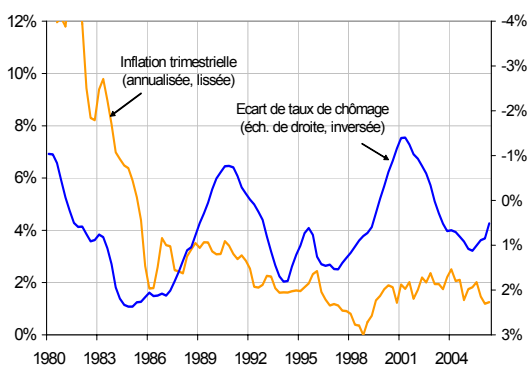
Enfin, conformément aux attentes, l'écart de taux de chômage est très négativement corrélé avec l'écart de production ou *output gap* (cf. graphique 5)<sup>16</sup>.

(14) Une fois posés les paramètres du modèle, le filtre de Kalman estime les variables inobservables les plus «raisonnables». Or ce filtrage n'est qu'une estimation et il existe donc une incertitude sur les séries de variables inobservables obtenues. Cette incertitude serait présente même si nous disposions des «vrais» paramètres  $\theta$ . Le fait que ces derniers soient également le résultat d'une estimation est la source d'un deuxième type d'incertitude. Hamilton (1986) : «A standard error for the estimated state vector of a state-space model», *Journal of Econometrics*, vol. 33, propose une méthode basée sur des simulations de Monte-Carlo pour obtenir un intervalle de confiance prenant en compte les deux types d'incertitudes.

(15) Les données de l'OCDE sont issues des Perspectives Economiques, celles de la commission européenne proviennent de la base AMECO (Annual Macroeconomic Database).

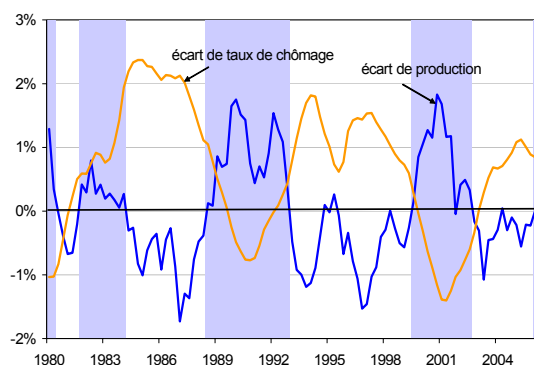
(16) Un filtre de Hodrick-Prescott (paramètre de lissage 1600) a été utilisé pour l'estimation de l'écart de production.

Graphique 4 : Inflation et écart de taux de chômage



Source : INSEE, calculs DGTPE.

Graphique 5 : Écart de production et écart de taux de chômage



Source : INSEE, calculs DGTPE.

### 3. Comment expliquer l'évolution du NAIURU depuis les années 1980

#### 3.1 La méthode d'estimation ne permet pas de déterminer les facteurs à la source de la hausse puis de la baisse du NAIURU entre 1980 et 2006

La méthode présentée ici est purement statistique. Pour identifier les facteurs ayant contribué à l'évolution du chômage structurel depuis les années 1970, il faut faire appel à la théorie économique : ainsi, Blanchard (2005)<sup>17</sup> traite de l'évolution du chômage et surtout de la compréhension de ses fluctuations ces 40 dernières années. Il rappelle en particulier les principales hypothèses qui ont été proposées pour expliquer la hausse tendancielle du taux de chômage ayant amené celui-ci à s'établir durablement aux alentours de 10% dans les années 1990.

#### 3.2 La hausse initiale du NAIURU, à partir des années 1970, trouve sa source dans deux types de chocs adverses

Un consensus s'est établi pour reconnaître à la hausse du chômage entamée dans les années 1970 les deux sources suivantes : les chocs pétroliers de 1973-74 et de 1980 d'une part et le ralentissement de la croissance de la productivité globale des facteurs d'autre part. Les rigidités nominales et réelles de salaires auraient retardé l'ajustement des salaires à ces deux chocs et, partant, la hausse réelle du coût du travail a provoqué la hausse du chômage. La première moitié des années 1980 fut ensuite marquée par une politique monétaire désinflationniste à la source d'un creusement de l'écart de taux de chômage. A l'issue de cette période, l'inflation retrouva un niveau relativement stable sans que l'on observe de baisse durable du chômage. Il en a été déduit que le NAIURU avait également atteint un niveau proche de 10% à partir du milieu des années 1980, conférant aux deux chocs initiaux un impact extrêmement persistant.

#### 3.3 Trois principaux mécanismes ont été invoqués pour expliquer la persistance d'un NAIURU élevé : l'accumulation du capital, le rôle des *insiders* dans la négociation des salaires et le phénomène d'hystérèse dû au chômage de longue durée

Le premier mécanisme (accumulation du capital) s'exprime ainsi : si une baisse initiale de l'emploi pèse sur le profit des entreprises au point de faire passer le coût d'usage du capital au dessus du profit, l'accumulation du capital ralentit, renforçant la baisse de l'emploi. Ainsi, au début des années 1980, la politique monétaire restrictive aurait eu deux effets négatifs sur l'emploi : (a) l'un via la hausse induite des salaires réels et (b) l'autre via la hausse du taux d'intérêt réel ralentissant l'accumulation de capital et renforçant - de manière durable - l'effet négatif sur l'emploi.

Le second mécanisme repose sur l'idée que l'ajustement des salaires aux chocs négatifs est faible lorsque les salaires sont négociés uniquement par les *insiders* (ceux qui sont employés), ces derniers freinant l'ajustement de leur salaire à la baisse. Cette idée, dans sa forme la plus radicale, a toutefois été contrée par deux arguments : premièrement, dans la mesure où ils peuvent eux-mêmes se retrouver au chômage, les *insiders* sont obligés de considérer cet état dans leur négociation. Deuxièmement, les négociations font naturellement intervenir les entreprises, qui peuvent menacer d'employer des chômeurs à la place des *insiders* ; cette menace est en outre d'autant plus présente que le taux de chômage est élevé (cf. Layard, Nickell et Jackman, 1991)<sup>18</sup>.

Le troisième mécanisme, dit d'hystérèse, a été mis en évidence sur données européennes par Layard et Jackman (1987)<sup>19</sup>. Ils ont montré que de forts taux de chômage s'accompagnaient d'une hausse de la durée moyenne du

(17) Blanchard, O. (2005) : «European Unemployment : The Evolution of Facts and Ideas», *NBER Working Paper Series* n°11750.

(18) Layard, R. et Nickell, S. (1991) : «Unemployment: Macroeconomic Performance and the Labour Market», *Oxford University Press*.

chômage. Or le chômage de longue durée engendre une perte des compétences du chômeur à même de réduire l'employabilité de celui-ci. Selon Blanchard (2005), la part plus importante du chômage de longue durée pourrait expliquer la plus grande persistance du niveau du chômage en Europe par rapport aux États-Unis.

### 3.4 Les facteurs de la baisse du NAIRU entamée au milieu des années 90 sont multiples

Parmi les principaux éléments expliquant la baisse du NAIRU depuis le milieu des années 1990, la littérature mentionne la baisse des taux d'intérêt réels et celle des cotisations sociales portant sur les bas salaires, instaurée en 1993 et renforcée depuis (cf. Crépon et Desplatz, 2001, et Remy, 2005)<sup>20</sup>.

Par ailleurs, une part de la baisse du NAIRU peut être attribuée aux réformes structurelles mises en œuvre depuis les années 1990. En particulier, la mise en place du marché unique européen et l'établissement d'une monnaie commune ont contribué à intensifier la concurrence sur le marché des biens et ont pu en conséquence participer à la baisse du chômage structurel (cf. OCDE, 2000 et Nickell et Layard, 1999)<sup>21</sup>.

De même, dans la période récente, les assouplissements du fonctionnement du marché du travail (introduction du Contrat Nouvelles Embauches, assouplissement de la législation sur la durée du travail) et la réforme du service public de l'emploi doivent concourir à la poursuite de la baisse du NAIRU.

**Jean-Paul RENNE**

- (19) Layard, R. et Nickell, S. (1987) : «The Labour Market. The Performance of the British Economy», *Clarendon Press, Oxford*.
- (20) Crépon, B. et Desplatz, R. (2001) : «Une nouvelle évaluation des effets des allègements de charges sociales sur les bas salaires», *Economie et Statistique*, n°348. Remy, V. (2005) : «Elements de bilan sur les travaux évaluant l'efficacité des allègements de cotisations sociales employeurs», *Document d'étude de la DARES n°101, juillet 2005*.
- (21) OCDE (2000) : «Perspectives économiques de l'OCDE», 67. Nickell, S. et Layard, R. (1999) : «Labor Market Institutions and economic performance».

#### Éditeur :

Ministère de l'Économie,  
des Finances et de l'Industrie  
Direction Générale du Trésor  
et de la Politique économique  
139, rue de Bercy  
75575 Paris CEDEX 12

#### Directeur de la Publication :

Philippe Bouyoux

#### Rédacteur en chef :

Philippe Gudin de Vallerin  
(01 44 87 18 51)  
tresor-eco@dgtpe.fr

#### Mise en page :

Maryse Dos Santos  
ISSN 1777-8050

### Derniers numéros parus

#### Janvier 2007

n°9 . Le système de brevet en Europe.  
Benjamin Guédou

n°8 . Les performances du marché du travail au Royaume-Uni.  
Julie Argouac'h, Jean-Marie Fournier

n°7 . L'accès des entreprises au crédit bancaire.  
Maud Aubier, Frédéric Cherbonnier

#### Décembre 2006

n°6 . Une nouvelle lecture de la contribution du commerce extérieur à la croissance.  
Benoît Heitz, Gilbert Rini

#### Novembre 2006

n°5 . L'effet de l'émergence de la Chine sur la France est-il aussi fort que l'on pense ?  
Benjamin Delozier

n°4 . Recensement des implantations d'entreprises françaises à l'étranger.  
Nila Ceci

n°3 . Les relations commerciales entre fournisseurs et distributeurs.  
Claire Borsenberger, Nicolas Doisy

n°2 . Révisions de la croissance potentielle de l'économie française à moyen-long terme.  
Maylis Coupet