

## L'ESTIMATION DU TAUX DE CHÔMAGE STRUCTUREL DES PAYS DE L'OCDE

Dave Turner, Laurence Boone, Claude Giorno, Mara Meacci,  
Dave Rae et Pete Richardson

### TABLE DES MATIÈRES

Introduction .....	186
Le cadre conceptuel et les études récentes .....	187
Le NAIRU et la courbe de Phillips .....	187
Les méthodes d'estimation employées dans les études récentes.....	190
La technique utilisée par l'OCDE pour estimer le NAIRU .....	195
Le cadre de l'estimation : le choix des variables d'inflation et de chocs d'offre.....	195
La spécification du filtre de Kalman.....	197
La détermination du lissage du NAIRU.....	200
Les ajustements de fin de période.....	200
La technique d'estimation .....	201
Les résultats.....	201
Les résultats de l'estimation .....	201
Les mesures de l'incertitude et les révisions des estimations préliminaires .....	207
Les tendances récentes des estimations du NAIRU .....	211
L'intérêt des estimations du NAIRU pour la politique monétaire et l'inflation.....	213
<i>Annexe.</i> Le cadre théorique.....	223
Bibliographie .....	227

---

Les travaux qui sont présentés dans cette étude figuraient à l'origine dans celle de P. Richardson, L. Boone, C. Giorno, M. Meacci, D. Rae and D. Turner (2000), qui a été ensuite mise à jour sous le titre « Une révision des indicateurs du chômage structurel de l'OCDE », au chapitre V du numéro 68 des *Perspectives économiques* de l'OCDE de décembre 2000. Les auteurs expriment leur gratitude à Jean-Philippe Cotis, Jørgen Elmeskov, Michael P. Feiner, Stefano Scarpetta et Ignazio Visco pour leurs commentaires sur les versions précédentes. Les vues exprimées sont propres aux auteurs et ne reflètent pas nécessairement celles de l'OCDE ou des pays Membres. On tient à remercier tout particulièrement Laurence Le Foulher et Isabelle Wanner-Paoletti pour la grande qualité de leur assistance technique ainsi que Rosemary Chahed et Jan-Cathryn Davies qui ont préparé la documentation.

---

## INTRODUCTION

L'un des problèmes importants auquel sont confrontés les responsables de la politique économique est de déterminer le taux d'utilisation des capacités soutenables à moyen et long terme, c'est-à-dire celui qui s'accompagne d'une inflation raisonnablement stable. On mesure l'utilisation des capacités de différentes façons. Si l'on s'en tient à l'indicateur peut-être le plus commun – le chômage – la notion d'utilisation soutenable des ressources devient opérationnelle avec le concept de NAIRU ou taux de chômage n'accélégrant pas l'inflation, autrement dit celui qui est compatible avec une inflation stable<sup>1</sup>.

L'intérêt du concept de NAIRU ne fait pas l'unanimité. Il n'en reste pas moins que les économistes analysent les tendances futures de l'inflation, la viabilité des situations budgétaires et les réformes structurelles qu'il faut entreprendre pour réduire le chômage de façon permanente ; à cette fin, ils ont besoin d'une référence pour déterminer et mettre en évidence les tendances de la production et de l'emploi qui sont soutenables ou non. Le concept de NAIRU constitue une référence de ce type. Les estimations du NAIRU font apparaître les hypothèses qui sous-tendent les analyses et les recommandations de politique économique ; il en résulte une meilleure transparence sur la nature des conseils donnés aux responsables.

Le calcul du NAIRU est également objet de controverse. Le NAIRU échappe intrinsèquement à l'observation et dépend d'une large gamme de facteurs institutionnels et économiques. Par conséquent, même si le concept est jugé recevable, son estimation est forcément entachée d'incertitude. En outre, il risque fort de varier au fil du temps. Ainsi, l'expérience européenne laisse penser que, de façon générale, l'inflation accélérerait si l'on en revenait aux faibles taux de chômage qui allaient pourtant de pair avec la stabilité de l'inflation dans les années 60. Il y a en outre des périodes marquées par de fortes fluctuations des prix du pétrole ou des matières premières, dans lesquelles il faudrait à l'évidence une forte variation en hausse ou en baisse du taux de chômage pour stabiliser l'inflation.

La présente étude rend compte du réexamen effectué récemment par l'OCDE de ses techniques d'estimation des taux de chômage compatibles avec une inflation stable. Elles ont été rénovées et améliorées sur plusieurs points. En particulier, les innovations permettent de distinguer et d'estimer un NAIRU à évolution lente et un NAIRU à court terme, plus volatil, subissant l'influence des facteurs temporaires qui modifient l'inflation en courte période, comme les fluctuations des cours du pétrole<sup>2</sup>.

Elles donnent aussi une mesure de l'incertitude des modes de calcul employés pour estimer le NAIRU. L'étude expose d'abord un cadre conceptuel et analytique cohérent permettant de déterminer le NAIRU ; ensuite, elle examine un ensemble de méthodes empiriques auxquelles recourent un certain nombre de travaux existants. Sur cette base, elle bâtit un cadre empirique général afin d'estimer le NAIRU dans plusieurs pays. Puis, elle évoque les résultats des estimations économétriques obtenues en appliquant les nouvelles techniques aux pays de l'OCDE et les possibilités de les affiner encore, sous réserve des incertitudes liées à cet exercice. En définitive, l'étude présente les tendances récentes des estimations du NAIRU et donne des exemples de leurs possibilités d'utilisation dans l'analyse des évolutions de l'inflation, d'une part, de la politique monétaire, d'autre part.

## LE CADRE CONCEPTUEL ET LES ÉTUDES RÉCENTES

### Le NAIRU et la courbe de Phillips

Selon la plupart des économistes, il n'y a pas d'arbitrage à long terme entre l'inflation et le chômage : *en longue période*, le taux de chômage est surtout fonction de variables *structurelles*, alors que l'inflation est un phénomène monétaire<sup>3</sup>. A court terme, cependant, il existe bien un arbitrage : si le chômage devient inférieur au NAIRU, l'inflation augmente jusqu'à ce que le chômage revienne au NAIRU, l'inflation se stabilisant alors à un niveau qui reste constamment plus élevé. L'existence du NAIRU a donc des conséquences directes pour la conduite de la politique économique ; en effet, des mesures de stimulation économique ne peuvent à elles seules réduire le chômage de façon permanente ; de même, toute amélioration en courte période par rapport au NAIRU à la suite de mesures de stimulation se traduira par une accélération progressive du taux d'inflation<sup>4</sup>.

Le cadre théorique le plus simple intégrant le concept de NAIRU de manière transparente est la courbe de Phillips incorporant les anticipations d'inflation, qui s'accorde également à divers autres modèles structurels<sup>5</sup>. Comme on le voit dans l'annexe, elle peut être notamment obtenue à partir de modèles structurels de fixation des salaires et des prix, à l'instar de celui établi par Layard *et al.* (1991). Il y a aussi une tradition empirique bien ancrée d'utilisation de la courbe de Phillips pour estimer les indicateurs du NAIRU. L'affinement des spécifications empiriques a conduit Gordon (1997) à la résumer sous la forme de ce que l'on a qualifié de « modèle en triangle » où l'inflation est déterminée par trois facteurs : anticipations/inertie, tensions sur la demande représentées par le chômage et éléments de l'offre.

Les anticipations d'inflation évoluent souvent lentement et il en résulte que les effets des tensions sur la demande ou des chocs d'offre ne s'intègrent que graduellement dans le mécanisme de l'inflation. S'agissant des tensions sur la demande, ce n'est pas seulement le niveau du chômage qui importe, mais aussi

éventuellement ses variations récentes. Par exemple, une régression rapide du chômage est susceptible d'alimenter une hausse de l'inflation même si le niveau du chômage est élevé ; ce phénomène est parfois désigné sous le terme de « limitation de vitesse » (« speed limit »).

Il faut bien prendre en considération les chocs d'offre pour pouvoir distinguer les variations ponctuelles des prix de l'inflation tendancielle. Il convient de distinguer les chocs d'offre temporaires et durables<sup>6</sup>. Les chocs temporaires (par exemple les *changements* des prix réels à l'importation ou des prix réels du pétrole) sont en principe ceux qui sont censés se résorber à un horizon d'un à deux ans, qui intéresse particulièrement la politique monétaire. Si des chocs temporaires de ce type risquent de modifier le taux d'inflation, pour un quelconque taux de chômage donné, le NAIRU sera pour l'essentiel inchangé une fois qu'ils auront disparu<sup>7</sup>. En revanche, un choc d'offre durable (résultant de facteurs comme le niveau des taux d'intérêt réels, le coin fiscal, la démographie, etc.) est de nature à modifier le NAIRU de manière permanente, ce qui se traduira par une hausse ou une baisse de l'inflation jusqu'à l'ajustement du taux de chômage.

Dans un tel cadre, il convient de mettre en évidence trois concepts distincts (on trouvera à l'encadré I des définitions plus formalisées) : le NAIRU (non qualifié), le NAIRU à court terme et le taux de chômage d'équilibre à long terme. Chacun de ces concepts se rattache à la même idée fondamentale d'un « taux de chômage compatible avec une inflation stable », mais diffère en fonction de l'horizon temporel auquel il se réfère :

- Le NAIRU se définit comme le taux vers lequel tend le chômage en l'absence d'influences *temporaires* sur l'offre (à moyen terme ou quand leurs effets se dissipent), quand l'ajustement dynamique de l'inflation a pris fin.
- Le NAIRU à court terme est le taux de chômage compatible avec une stabilisation du taux d'inflation à son rythme actuel dans la période suivante (la séquence temporelle précise étant définie par la fréquence spécifique utilisée dans l'analyse de l'inflation, par exemple le prochain trimestre, semestre ou encore la prochaine année). Il dépend du NAIRU (dans sa définition présentée ci-dessus) mais il est *a priori* plus volatil, car il subit l'effet de *toutes* les influences sur l'offre, y compris temporaires, des anticipations et de l'inertie du mécanisme dynamique d'ajustement de l'inflation, ainsi que d'éventuels effets connexes de la « limitation de vitesse ». Il s'ensuit que le concept de NAIRU à court terme sera également influencé par le niveau du chômage effectif.
- Le taux de chômage d'équilibre à *long terme* correspond à l'état stationnaire en longue période, après que le NAIRU se sera pleinement ajusté à *toutes* les influences relatives à l'offre et à la politique économique, y compris celles dont les effets sont durables.

## Encadré 1. Les trois concepts de NAIRU

Comme on le voit dans l'annexe, la courbe de Phillips peut être calculée sous forme d'une équation de forme réduite des modèles structurels de détermination des salaires et des prix du type décrit dans Layard *et al.* (1991), qui peuvent être exprimés au moyen du système suivant à deux équations. La première équation (1) n'identifie explicitement que les chocs d'offre temporaires et la deuxième équation (2) inclut les chocs durables, qui déterminent fondamentalement le NAIRU, sous réserve de divers délais d'ajustement à long terme<sup>1</sup>.

$$\Delta\pi_t = \alpha(L) \Delta\pi_{t-1} - \beta(U_t - U^*_t) - \theta(L) \Delta U_t + v(L) ZT_t + e_t \quad (1)$$

$$U^*_t = [K_t + \gamma(L) ZL_t]/\beta \quad (2)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de différence première,  $\pi_t$  l'inflation,  $U_t$  le taux de chômage observé,  $ZL_t$  et  $ZT_t$  des vecteurs de variables de chocs d'offre, respectivement durables et temporaires,  $\alpha(L)$ ,  $\theta(L)$ ,  $\gamma(L)$  et  $v(L)$  des opérateurs polynomiaux de retard et  $e$  un terme d'erreur bruit blanc.  $K_t$  est un paramètre mobile représentant toutes les autres influences non spécifiées sur le NAIRU<sup>2</sup>.

Sur la base de ces équations, on peut définir trois concepts distincts de NAIRU :

- i) Le NAIRU, non qualifié, qui est représenté par  $U^*_t$  à l'équation (2).
- ii) Le NAIRU à court terme,  $US^*_t$ , est la valeur de  $U_t$  dans l'expression (1) pour laquelle le taux d'inflation est stabilisé à son niveau de la période antérieure, c'est-à-dire  $\Delta\pi_t = 0$ , pour un NAIRU donné  $U^*^3$ .

L'équation (1) peut donc être réécrite comme suit, en utilisant le concept de NAIRU à court terme :

$$\Delta\pi_t = -[\beta + \theta(0)] (U_t - US^*_t) + e_t$$

$$\text{où } US^*_t = g(U^*, \Delta U_{t-1}, \alpha(L)\Delta\pi_{t-1}, v(L)ZT_t) \quad (3)$$

- iii) Le taux de chômage d'équilibre à long terme,  $UL^*_t$ , qui est la valeur du NAIRU ( $U^*$ ) associée à une réalisation donnée de chocs durables sur l'offre ( $ZL_t = z$ ) une fois l'ajustement intégralement achevé :

$$UL^*_t = f\{K_t + \gamma(1) z\}/\beta \quad (4)$$

La réalisation particulière des variables des chocs d'offre pour laquelle le NAIRU à long terme est évalué pourrait par exemple être fondée sur une projection ou correspondre à une hypothèse quant à l'état stationnaire de long terme des chocs sur l'offre.

Sur cette base la distinction entre le NAIRU et le NAIRU à court terme est donnée par l'équation (3), en tant que fonction des chocs d'offre temporaires et de la dynamique estimée de la courbe de Phillips, y compris la différence première du chômage ( $\Delta U_t$ ). La distinction entre le NAIRU et le taux de chômage d'équilibre à long terme est relative à la rapidité d'ajustement aux chocs durables [représentée par les opérateurs polynomiaux de retard  $\gamma(L)$  dans l'équation (2)], et non aux variables dynamiques spécifiques de la courbe de Phillips.

1. L'équation (2) serait peut-être mieux représentée sous forme d'une fonction non linéaire des chocs d'offre. Ainsi, Blanchard et Wolfers (1999) font valoir que le NAIRU est une fonction de l'interaction de ces chocs d'offre et des institutions du marché du travail, lesquelles peuvent évoluer avec le temps.
2. Ce paramètre pourrait, par exemple, tenir compte des facteurs structurels et institutionnels qui influencent le fonctionnement des marchés du travail et des produits, notamment ceux liés au coût de la collecte d'informations sur les offres d'emploi et la main-d'œuvre disponible, et ceux liés aux coûts de la mobilité.
3. La période pertinente correspond nécessairement à la fréquence de l'équation (1).

Parmi ces trois concepts, les deux premiers sont relativement simples à déterminer empiriquement et jouent des rôles bien définis dans l'analyse macroéconomique et l'appréciation des politiques. Le taux de chômage d'équilibre à long terme est moins facile à quantifier de façon empirique, parce qu'il est difficile d'appréhender les effets des différentes influences durables concernant l'offre. Toutefois, si ce taux est important pour les politiques structurelles, il présente peut-être un moindre intérêt pour la politique macroéconomique, surtout dans l'hypothèse où l'ajustement complet du NAIRU à son niveau d'équilibre à long terme prend beaucoup de temps. Quand on compare les estimations empiriques de différentes études, il est essentiel de s'assurer qu'elles se réfèrent à un concept de NAIRU similaire.

### **Les méthodes d'estimation employées dans les études récentes**

Étant donné que le concept de NAIRU ne se prête pas à l'observation, il doit être quantifié avant de pouvoir être utilisé pour l'analyse de politique économique. On peut *grosso modo* diviser en trois catégories les nombreuses méthodes d'estimation existantes : les méthodes structurelles, statistiques et de forme réduite. Les méthodes du premier groupe, dites « structurelles », consistent à modéliser sous forme structurelle les comportements de fixation des salaires et des prix agrégés. Ensuite, le NAIRU est dérivé de ces systèmes d'équations estimés en faisant l'hypothèse que les marchés sont en équilibre total ou quelquefois partiel. Le deuxième groupe de méthodes s'efforce d'estimer le NAIRU en recourant à diverses techniques purement statistiques : on divise le taux de chômage réel en une composante cyclique et une composante tendancielle, cette dernière étant considérée comme le NAIRU. Le troisième groupe est un compromis entre les deux techniques précitées. Comme pour les méthodes structurelles, on estime le NAIRU à partir d'une équation de comportement explicative de l'inflation ; il s'agit normalement de la courbe de Phillips incorporant les anticipations d'inflation. Néanmoins, les méthodes du dernier groupe s'appuient aussi sur des techniques statistiques pour imposer certaines contraintes d'identification au cheminement du NAIRU estimé et/ou à l'écart entre ce dernier et le taux effectif de chômage. La suite de cette partie examine à tour de rôle les principales caractéristiques de ces trois approches en s'inspirant d'un ensemble d'études récentes.

#### **Les méthodes structurelles**

Les méthodes structurelles de quantification du NAIRU consistent généralement à estimer un système d'équations permettant d'expliquer les comportements de fixation des salaires et des prix. Il peut s'agir soit d'équations de salaires et de prix spécifiées en niveaux (voir par exemple Layard *et al.* 1991, Phelps, 1994, Cotis *et al.* 1996, Broer *et al.* 1998, l'Horty et Rault, 1999) soit d'un système davantage *ad hoc*,

qui représente la détermination des salaires par une courbe de Phillips incorporant les anticipations et les prix par une marge au-dessus des coûts unitaires du travail (voir par exemple Englander et Los, 1983). Avec ces spécifications, on peut obtenir un niveau d'équilibre du chômage qui est l'ensemble des valeurs pour lesquelles l'inflation est stable, sous réserve que les décisions des entreprises et des travailleurs concernant les marges bénéficiaires et les salaires réels soient compatibles. Comme un tel taux d'équilibre du chômage suppose normalement un ajustement intégral du comportement des entreprises et des travailleurs à tous les chocs, l'indicateur de chômage d'équilibre dérivé correspond plus étroitement à une mesure du taux de chômage d'équilibre à long terme qu'au NAIRU qui apparaît fréquemment dans les spécifications de la courbe de Phillips de forme réduite.

Les modèles structurels peuvent constituer un solide cadre théorique pour expliquer comment divers chocs macroéconomiques et – surtout – divers instruments de politique économique influent sur le chômage structurel ; mais, pour différentes raisons, ils ne permettent pas d'arriver à des estimations spécifiques du NAIRU avec un quelconque degré de précision.

En premier lieu, le choix du modèle structurel qu'il convient d'utiliser donne lieu à de profonds désaccords. Ainsi, Rowthorn (1999) soutient que l'hypothèse d'une élasticité unitaire de substitution entre le capital et le travail, sur laquelle repose le modèle largement usité de Layard *et al.* (1991), n'est pas plausible et conduit à des conclusions trompeuses. De façon plus générale, les effets à long terme des changements des taux d'intérêt réels, de la fiscalité et de la croissance de la productivité sur les salaires réels et le chômage d'équilibre sont controversés, tant dans une perspective théorique qu'empirique.

En deuxième lieu, sans préjudice de l'absence de consensus global sur le cadre théorique approprié, les problèmes de spécification font également l'objet de désaccords. Certains d'entre eux, tels que ceux concernant la modélisation des anticipations d'inflation ou la forme fonctionnelle (en particulier le point de savoir si oui ou non l'écart de chômage doit prendre une forme linéaire et s'il a ou non des effets symétriques sur l'inflation) se posent aussi à la modélisation réduite avec une courbe de Phillips. Cependant, une difficulté de spécification d'ordre plus général existe en matière de modélisation structurelle à propos du nombre et de la nature des variables explicatives – ce nombre étant potentiellement élevé – comme de la sensibilité des résultats au sous-ensemble particulier de variables que l'on a choisi d'inclure dans le modèle. Elle constitue en soi une contrainte importante quand on cherche à appliquer la même spécification à plusieurs pays<sup>8</sup>.

En troisième lieu, on se heurte à une question d'identification statistique pour l'estimation des équations de fixation des salaires et des prix, dans la mesure où toutes les variables explicatives qui entrent dans les premières devraient également être retenues dans les autres, comme le recommande souvent la théorie

économique (voir Bean, 1994, et Manning, 1993). Pour certains pays, notamment les États-Unis, il s'avère délicat d'estimer une courbe des salaires basée sur des données macroéconomiques, parce que l'influence du niveau (retardé) du salaire réel est souvent déterminée de façon insatisfaisante, même si les raisons en sont peu évidentes (voir Blanchard et Katz, 1997).

En définitive, on a beaucoup de peine à quantifier nombre de variables institutionnelles pertinentes, comme les indemnités de chômage, la législation protégeant l'emploi et le degré de syndicalisation, dont la théorie reconnaît l'importance. L'omission de ces variables pourrait être particulièrement dommageable, dans la mesure où l'on reconnaît de plus en plus que l'interaction entre les facteurs institutionnels et les chocs macroéconomiques est déterminante pour le niveau du chômage structurel (Blanchard et Wolfers, 1999).

Pour compenser la pénurie de données permettant de mesurer les variables institutionnelles, de plus en plus d'études ont mis en commun les informations d'origine nationale, afin d'estimer des équations de forme réduite, des équations structurelles de salaires, ou encore des équations réduites de chômage<sup>9</sup>. Cet ensemble de travaux a déjà donné des résultats révélateurs sur les causes du chômage structurel. Ainsi, le lien de causalité entre la générosité des indemnités et le chômage structurel est l'une des leçons les plus solides de la littérature empirique. Mais, même si l'on tend à s'accorder sur les variables macroéconomiques pertinentes (taux d'intérêt réels, croissance de la productivité, part des salaires, coin fiscal, etc.) qu'il convient d'utiliser dans les études empiriques, conjointement à un ensemble standard de variables institutionnelles, il n'y a guère ou pas du tout de consensus sur leur importance relative dans la détermination du chômage structurel<sup>10</sup>. Certes, les méthodes structurelles qui mettent en commun des données nationales représentent probablement l'approche la plus prometteuse pour mieux comprendre les causes des changements du chômage structurel. Mais, elles sont d'une utilité limitée pour donner des estimations en temps utile du NAIRU, en raison de la difficulté d'obtenir des données fiables et à jour sur les séries chronologiques pour nombre de variables institutionnelles clés. Dans ce type d'études, il faut généralement découper l'analyse en sous-périodes de plusieurs années, dont la dernière remonte souvent un certain nombre d'années en arrière.

### ***La méthode statistique pure***

Les méthodes statistiques sont entièrement focalisées sur le taux de chômage effectif qu'elles scindent en composantes tendancielle (NAIRU) et cyclique. Elles reposent sur l'hypothèse qu'en l'absence d'arbitrage à long terme entre l'inflation et le chômage, ce dernier devrait en moyenne fluctuer à proximité du NAIRU ; en d'autres termes, les forces auto-équilibrantes à l'œuvre dans l'économie sont assez fortes pour ramener le chômage à son niveau tendanciel.



On a mis au point toutes sortes de techniques statistiques pour diviser des séries chronologiques comme le taux de chômage en composantes cyclique et tendancielle<sup>11</sup>. Le problème fondamental commun à toutes est qu'elles dépendent des hypothèses arbitraires et parfois peu plausibles retenues pour procéder à cette division. Ces hypothèses concernent généralement la façon de modéliser la tendance estimée, sa variance et la corrélation avec la composante cyclique. Par exemple, dans le cas du filtre de Hodrick Prescott (HP), le chômage tendanciel est considéré comme une moyenne mobile pondérée du chômage effectif, alors que Watson (1986) ainsi que Beveridge et Nelson (1981) le considèrent comme un processus aléatoire<sup>12</sup>. Il y a plus important encore : comme toutes les informations, à l'exception du taux de chômage, sont ignorées (notamment le lien entre l'écart de chômage et l'inflation) les indicateurs obtenus ne sont pas bien définis sur le plan conceptuel. Dans la pratique, le chômage tendanciel estimé par ces moyens est généralement « centré » par construction autour du chômage effectif. C'est particulièrement ce qui se produit avec le filtre HP qui est, du fait de sa simplicité, la méthode la plus souvent utilisée. Si le NAIRU ainsi estimé peut constituer une approximation raisonnable quand l'inflation est à peu près stable au cours de la période d'estimation, il est sans doute biaisé quand, par exemple, l'inflation recule.

Au total, les méthodes statistiques permettent d'estimer les indicateurs du chômage tendanciel en temps utile et de manière cohérente dans les pays de l'OCDE, mais elles pâtissent d'un certain nombre d'inconvénients pratiques. Premièrement, les indicateurs estimés sont souvent insuffisamment corrélés avec l'inflation et difficiles à extrapoler, même à court terme<sup>13</sup>. Deuxièmement, ils tendent à perdre de leur fiabilité à la fin de l'échantillon, qui se trouve être la période la plus intéressante pour la politique économique ; néanmoins, il est souvent possible d'atténuer ce problème en ajoutant au terme de l'échantillon de données quelques années de prévisions, une pratique devenue habituelle. Troisièmement, la plupart des filtres se comportent comme de simples moyennes mobiles et donnent donc des résultats médiocres en cas de changement soudain et substantiel du taux de chômage, comme on l'a vu par exemple en Finlande et en Suède à la fin des années 80 et au début des années 90. Quatrièmement, il est souvent impossible d'apprécier le degré de précision des résultats. En conséquence, les études récentes visant à estimer les NAIRU utilisent rarement ces méthodes, d'autant plus qu'il en existe maintenant de meilleures.

### ***La méthode de forme réduite***

Parmi les diverses approches utilisées pour calculer le NAIRU, les études récentes donnent la préférence à la courbe de Phillips incorporant les anticipations d'inflation. Cette technique, qui s'inscrit dans une tradition empirique de relativement longue date, a pour avantage principal d'être directement reliée à la

définition du NAIRU, celui-ci correspondant au taux de chômage compatible avec une inflation stable et sujet à une relation de courbe de Phillips incorporant les anticipations. En outre, sa simplicité et sa transparence relatives rendent cette technique compatible avec plusieurs autres modèles structurels ; elle est donc *a priori* moins susceptible d'être sujette aux erreurs de spécification que la méthode structurelle correspondante.

Dans ce cadre, il faut, comme dans l'approche purement statistique, une certaine hypothèse d'identification pour estimer le NAIRU. Le plus simple est de faire l'hypothèse qu'il ne varie pas dans le temps (Fortin, 1989 ; Fuhrer, 1995 ; Estrella et Mishkin, 1998). Pour l'analyse de périodes allant jusqu'à trente ans, cette hypothèse peut s'avérer valide si le taux de chômage observé oscille autour d'une moyenne stable (comme aux États-Unis). Cependant, ce n'est manifestement pas le cas pour des pays comme ceux de l'Europe continentale, où le taux de chômage est sur une pente ascendante depuis la fin des années 70 (voir Cotis *et al.* 1996, pour la France, Fabiani et Mestre, 1999, pour l'ensemble de la zone euro). Dans ces situations, un taux constant a peu de chances de donner une estimation significative (Setterfield *et al.* 1998).

L'une des premières tentatives pour estimer des NAIRU variables dans le temps a été effectuée par Elmeskov (1993) et reprise ensuite par l'OCDE<sup>14</sup>. Pour l'essentiel, cette méthode déduit les mouvements du NAIRU des variations de l'inflation (salariale), en se basant sur le concept d'une courbe de Phillips sous-jacente. Cette technique est relativement simple et donne des indicateurs plausibles et à jour dans tous les pays de l'OCDE. Néanmoins, elle pourrait être améliorée de différentes façons. En premier lieu, le concept pourrait être mieux défini : il repose *a priori* sur une notion de NAIRU à court terme, mais cette caractéristique est affaiblie par un lissage au fil du temps (qui la rapproche de la notion de NAIRU « non qualifié »). En deuxième lieu, la relation de courbe de Phillips pourrait être plus sophistiquée et le lien avec l'inflation renforcé (Holden et Nyomoen, 1998).

Des méthodes d'estimation plus sophistiquées contribuent à certaines de ces améliorations. Ainsi, le filtre de Kalman, fréquemment utilisé dans la littérature économique récente, permet une estimation simultanée du NAIRU et de la courbe de Phillips. Il permet aussi de mesurer en partie l'incertitude statistique qui entoure le NAIRU<sup>15</sup>. Dans ce cadre, le NAIRU estimé varie dans le temps, ce qui découle de sa capacité à expliquer les évolutions de l'inflation, et son évolution est soumise à diverses contraintes. On n'est donc pas obligé de spécifier explicitement tous les facteurs qui influencent pour obtenir cette estimation du NAIRU. Ces dernières années, un grand nombre d'études ont utilisé le filtre de Kalman de cette façon. La plupart d'entre elles ont été initialement appliquées aux États-Unis, les études les plus notables comprenant Gordon (1997 et 1998), King *et al.* (1995), Staiger *et al.* (1997a), mais on l'applique maintenant de plus en plus à d'autres pays<sup>16</sup>.

Comme on le montrera plus loin, il n'y a pas une manière unique d'employer le filtre de Kalman pour estimer le NAIRU. Il est possible d'adopter plusieurs hypothèses différentes sur le comportement du NAIRU ou l'écart de chômage. Dans la littérature empirique, l'hypothèse la plus fréquemment retenue consiste à spécifier un processus aléatoire pour le modèle du NAIRU, bien que d'autres formes soient possibles. Une solution très proche est le filtre HPMV, une version développée du filtre HP, qui a été mise au point par Laxton et Tetlow (1992)<sup>17</sup>. Ce filtre [dont Boone (2000) a montré qu'il appartenait au même type de modèle] recourt à une courbe de Phillips, mais avec une restriction spécifique sur les propriétés de l'écart de chômage.

Au total, les techniques de filtrage de forme réduite présentent plusieurs avantages importants par rapport aux méthodes statistiques et structurelles. Premièrement, elles donnent par construction des estimations du NAIRU en relation directe avec l'inflation. Deuxièmement, la courbe de Phillips pleinement spécifiée permet d'établir une distinction entre les concepts de NAIRU et de NAIRU à court terme au sein du même cadre. Troisièmement, ces indicateurs peuvent être facilement obtenus en temps voulu et de manière cohérente dans les pays de l'OCDE<sup>18</sup>.

A côté de ces avantages, les méthodes de filtrage de forme réduite souffrent de certains défauts. Comme les indicateurs estimés du NAIRU sont basés sur une équation de forme réduite, les relations structurelles sous-jacentes ne sont pas mises en évidence. Cela peut rendre plus difficile l'extrapolation du NAIRU, en particulier quand la courbe de Phillips estimée n'incorpore que les chocs d'offre temporaires. Il faut aussi que la relation entre inflation et chômage au fil du temps soit stable et bien spécifiée<sup>19</sup>. Il est également probable que les estimations correspondantes du NAIRU dépendent de la spécification de la courbe de Phillips<sup>20</sup>.

Malgré ces limites, on peut conclure des développements ci-dessus que les méthodes de filtrage dans le cadre d'une courbe de Phillips de forme réduite apportent un certain nombre d'améliorations aux méthodes antérieures d'estimation en temps utile du NAIRU pour l'ensemble des pays de l'OCDE. La partie suivante expose les résultats de leur application spécifique à ces pays et évoque plusieurs problèmes pratiques que pose leur utilisation<sup>21</sup>.

## LA TECHNIQUE UTILISÉE PAR L'OCDE POUR ESTIMER LE NAIRU

### Le cadre de l'estimation : le choix des variables d'inflation et de chocs d'offre

Le cadre d'estimation de la courbe de Phillips, conforme au « modèle en triangle » de Gordon, peut être exprimé sous la forme suivante :

$$\Delta\pi_t = \alpha(L) \Delta\pi_{t-1} - \beta(U_t - U^*_t) - \theta(L) \Delta U_t + \gamma(L)z_t + e_t \quad (1)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de différence première,  $\pi$  est l'inflation,  $U$  est le taux de chômage observé,  $U^*$  est le NAIRU,  $z$  un vecteur des variables temporaires de chocs d'offre,  $\alpha(L)$ ,  $\theta(L)$  et  $\gamma(L)$  sont des opérateurs polynomiaux de retard et  $e$  un terme d'erreur intertemporel non corrélé avec une moyenne de zéro et une variance de  $\sigma^2$ . Comme on l'a souligné auparavant, la spécification de la courbe de Phillips inclut seulement les variables temporaires de chocs d'offre définies ici comme celles dont on peut anticiper raisonnablement qu'elles retourneront à zéro à un horizon de un à deux ans. Ensuite, on estime le NAIRU au moyen du filtre de Kalman, afin d'appréhender implicitement l'effet agrégé de tous les chocs durables, sans obligation de les identifier explicitement.

Lors du calcul de l'équation (1), on doit faire un certain nombre de choix concernant la spécification des variables dépendantes et explicatives. Selon la théorie, la variable dépendante peut en principe être un indicateur de l'inflation des prix ou de l'inflation salariale, la seconde étant ajustée en fonction de la productivité ou de la productivité tendancielle. En dérivant une équation d'inflation de type Phillips de forme réduite d'équations structurelles de fixation de salaires et des prix (comme on le fait dans l'annexe), il est possible d'éliminer les salaires ou les prix. Par conséquent, s'il existe une relation stable entre les salaires et les prix, le choix d'utiliser les uns ou les autres est indifférent. Dans les travaux empiriques évoqués ici, on utilise un indicateur de l'inflation fondé sur le déflateur de la consommation privée, au motif qu'il est plus représentatif des indicateurs d'inflation ciblés par les responsables de la politique économique et les banques centrales dans la plupart des pays de l'OCDE ; pourtant, on a également examiné, pour certains pays, la « robustesse » des résultats obtenus en utilisant plutôt un indicateur de l'inflation salariale<sup>22</sup>. S'agissant du Canada, on s'est aperçu qu'un indicateur de l'inflation sous-jacente (ne retenant pas les prix des produits alimentaires et de l'énergie, ce qui est la méthode employée par la Banque du Canada) donnait des résultats plus « robustes » et on l'utilise pour calculer les estimations préférées du NAIRU. Les variables du chômage retenues sont définies dans les notes jointes aux tableaux relatifs à cette question ; dans la plupart des pays, elles correspondent aux définitions nationales généralement reprises dans les prévisions macroéconomiques de l'OCDE.

En pratique, le choix des variables temporaires de chocs d'offre s'est largement porté sur celles le plus souvent jugées statistiquement significatives dans le cadre des diverses spécifications nationales. On mentionnera en particulier le *changement* des prix réels à l'importation (pondérés par le degré d'ouverture de l'économie) et celui des prix réels du pétrole (pondérés par un indicateur de l'intensité énergétique de la production)<sup>23</sup>. D'autres variables possibles, comme les termes du coin fiscal et la déviation de la croissance de la productivité par rapport à la tendance, testées dans une estimation préliminaire, se sont avérées beaucoup moins concluantes et n'ont pas été retenues dans les spécifications

finales mentionnées ici. Les variations temporaires de la marge au-dessus des coûts unitaires du travail pourraient aussi être retenues, à condition que cette marge soit encline à revenir à la tendance dans un horizon temporel intéressant la politique monétaire. Ainsi, Brayton *et al.* (1999) suggèrent que la faible inflation observée ces dernières années aux États-Unis peut résulter d'un retour des marges à leur norme historique. Pour le choix des chocs d'offre temporaires, un problème particulier s'est posé : dans la plupart des pays de l'OCDE, les prix réels à l'importation sont sur une pente descendante depuis au moins deux décennies, de sorte que le changement anticipé de ces prix dans le futur proche (en l'absence d'autres chocs) sera probablement négatif plutôt que nul. Dans ces conditions, on a d'abord corrigé les prix réels à l'importation pour tenir compte de leur biais tendanciel par une régression au moyen de tendances temporelles de pente différente (« split time trends ») et de leurs propres valeurs retardées<sup>24</sup>.

La question se pose aussi de savoir si l'entrée de l'écart de chômage ( $U - U^*$ ) doit être linéaire ou non. Dans un souci de simplicité, on a d'abord retenu une spécification linéaire pour tous les pays. Mais, il est rapidement apparu que cette approximation ne valait pas pour certains pays, notamment ceux où le chômage avait beaucoup augmenté lors des trois dernières décennies. Ainsi, avec une spécification linéaire, on suppose qu'un taux de chômage à 3 pour cent quand le NAIRU est de 2 pour cent a la même incidence sur l'inflation qu'un taux de chômage à 12 pour cent avec un NAIRU de 11 pour cent. Cette hypothèse ne semble pas économiquement plausible et elle a mené effectivement à la rupture structurelle de certaines estimations<sup>25</sup>. Pour la Belgique, l'Espagne, la Finlande et la Suède, on a appliqué une solution partielle consistant à entrer l'écart de chômage en termes logarithmiques :  $\log(U/U^*)$ <sup>26</sup>. En ce qui concerne l'Australie, on s'est aperçu qu'un écart non linéaire ( $U - U^*/U$ ) améliorerait sensiblement la « robustesse » et la signification des estimations ; les études d'origine universitaire et officielle allaient dans le même sens<sup>27</sup>.

### La spécification du filtre de Kalman

Il n'y a pas qu'une seule façon d'employer la technique du filtre de Kalman pour estimer le NAIRU. Mais la méthode suivie ici est similaire à celle de plusieurs autres études ; il s'agit de compléter la courbe de Phillips représentée par l'équation (1) (qualifiée d'équation de mesure) par une ou plusieurs équations qui montrent comment le NAIRU varie au fil du temps ; ce sont les équations de transition (on trouvera dans l'encadré 2 et dans Boone (2000) des détails techniques supplémentaires relatifs à la spécification et à l'utilisation du filtre de Kalman). Dans la littérature empirique, la forme la plus fréquente de l'équation de transition est un processus aléatoire (2a) ci-dessous, qui est utilisée dans les travaux dont nous faisons état ici, conjointement à une autre méthode spécifiant la *variation* du NAIRU comme un processus auto-régressif du premier ordre (2b)<sup>28</sup>.

## Encadré 2. L'utilisation du filtre de Kalman pour estimer un NAIRU variable dans le temps

Le filtre de Kalman est un moyen commode d'utiliser la fonction de vraisemblance pour des modèles à composante non observée<sup>1</sup>. Il faut pour cela que le système de calcul soit formulé en représentation espace/état avec une **équation de mesure** (la courbe de Phillips) :

$$\Delta\pi_t = \alpha_1\Delta\pi_{t-1} + \alpha_2\Delta\pi_{t-2} + \beta(U_t - U^*_t) + \theta\Delta(U_t - U^*_t) + e_t \quad (1)$$

$$\text{en forme matricielle : } y_t = Z.X_t + R.D_t + e_t \quad (1')$$

où  $Z$  et  $R$  sont des vecteurs de paramètres,  $X$  est un vecteur de variables non observées (le NAIRU), alors que  $D$  est un vecteur des variables exogènes observées (inflation retardée, chocs d'offre temporaires) et une **équation de transition**<sup>2</sup> :

$$U^*_t = U^*_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2)$$

$$\text{en forme matricielle : } X_t = T.X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2')$$

où  $e_t$  et  $\varepsilon_t$  sont iid, ayant une distribution normale de moyenne zéro et variances  $H_t = \sigma^2$  et  $q_t = \sigma^2.Q$  respectivement. Le ratio  $q_t/H_t = Q$  est appelé le ratio signal/bruit.  $T$  est un vecteur de paramètres.

Le filtre de Kalman comprend deux étapes :

1. **La technique de filtrage** produit les estimations au fur et à mesure que l'on dispose de nouvelles informations sur la variable observée. Si  $a_t$  est l'estimation optimale de la variable d'état  $X_t$  (le NAIRU) et  $P_t$  sa matrice variance/covariance, alors, avec  $a_{t-1}$  et  $P_{t-1}$ , on peut écrire le filtre de Kalman<sup>3</sup> :

$$a_{t+1|t} = (T - K_t Z) a_{t|t-1} + K_t (y_t - d_t) \quad (3)$$

$$\text{avec } K_t = T P_{t|t-1} Z' F_t^{-1}, \text{ et } F_t = Z P_{t|t-1} Z + H \quad (4)$$

$$\text{et } P_{t+1|t} = T (P_{t|t-1} - P_{t|t-1} Z' F_t^{-1} Z P_{t|t-1}) T' + Q \quad (5)$$

Ces équations permettent le calcul des **erreurs de prévision**  $v_t$  pour la période  $t$  :

$$v_t = y_t - Z a_{t|t-1} - R.D_t \quad (6)$$

à intégrer dans la fonction de vraisemblance :

$$l_t = -\frac{1}{2} \log 2\pi - \frac{1}{2} \log |F_t| - \frac{1}{2} v_t F_t^{-1} v_t \quad (7)$$

La série  $\{a_t\}$  qui maximise cette fonction donne une estimation optimale du NAIRU (one-sided).

**Encadré 2. L'utilisation du filtre de Kalman pour estimer un NAIRU variable dans le temps (suite)**

2. La technique de lissage utilise les informations disponibles pour tout l'échantillon d'observation. C'est une récursion rétrospective qui commence au moment T et produit des estimations lissées dans un ordre allant de T à 1, en suivant les équations :

$$a_{t|T} = a_t + P_t^* (a_{t+1|T} - T_{t+1} a_t) \quad (8a)$$

$$P_{t|T} = P_t + P_t^* (P_{t+1|T} - P_{t+1}) P_t^{*'} \quad (8b)$$

$$P_t^* = P_t' T_{t+1}' P_{t+1|T}^{-1} \quad (8c)$$

avec  $a_{T|T} = a_T$  et  $P_{T|T} = P_T$ .

1. Les références habituelles sont Cuthbertson, Hall et Taylor (1992), Harvey (1992) et Hamilton (1994).
2. Comme on l'explique dans le corps du texte, il est possible de recourir à d'autres formes d'équations de transition. Celle qui est utilisée ici l'est pour faciliter la présentation.
3. Les valeurs initiales pour  $a_0$  et  $P_0$  sont importantes pour la convergence du processus d'optimisation. Les valeurs de départ peuvent être source de réelles difficultés si l'utilisateur du filtre de Kalman n'a pas d'information *a priori* : comme pour toute technique de maximisation, le système de calcul ne convergera pas si les valeurs de départ sont trop éloignées des valeurs réelles. Il n'existe pas de méthode standard ou théorique pour surmonter ce problème. Quand c'est possible, une solution pratique consiste à opérer d'abord une estimation par la méthode des moindres carrés ordinaires (MCO) qui donnera une idée de la valeur du paramètre dans le vecteur A. Mais, cela ne résout pas la question de la valeur initiale de la matrice variance/covariance. Le « truc » habituel est de donner à cette matrice une valeur très élevée pour s'éloigner très rapidement des valeurs initiales des paramètres.

$$\Delta U_t^* = v_t^1, \text{ où } v_t^1 \sim N(0, \sigma_{v1}^2) \quad (2a)$$

ou

$$\Delta U_t^* = \phi \Delta U_{t-1}^* + v_t^2, \text{ où } 0 < \phi < 1 \text{ et } v_t^2 \sim N(0, \sigma_{v2}^2) \quad (2b)$$

Quand c'était possible, on a estimé à la fois le processus aléatoire et les formes auto-régressives ; le choix entre les deux s'est largement fondé sur la signification statistique du coefficient d'auto-corrélation et sur l'adéquation des écarts de chômage respectifs à la courbe de Phillips estimée. L'hypothèse d'un processus auto-régressif du premier ordre présente un intérêt particulier pour certains pays, surtout européens, car elle est susceptible de démontrer la lenteur de l'ajustement du NAIRU à des chocs durables sur l'offre.

## La détermination du lissage du NAIRU

Quand on utilise le filtre de Kalman, le degré de volatilité ou de lissage des séries de NAIRU obtenues est déterminé par l'importance de la variance des erreurs dans l'équation de transition [ $\sigma_{v_1}^2$  dans (2a)] relativement à celles de l'équation d'inflation [ $\sigma^2$  dans (1)]. Plus ce ratio est élevé (« ratio signal/bruit ») plus les séries de NAIRU seront volatiles et, à la limite, absorbent toute variation résiduelle dans l'équation de la courbe de Phillips.

En principe, la technique du filtre de Kalman permet d'estimer tous les paramètres du modèle en utilisant une méthode de maximisation de la fonction de vraisemblance, incluant le ratio signal/bruit. Conformément aux conclusions de la plupart des autres chercheurs qui ont utilisé cette méthode, on s'est aperçu que l'estimation directe de ce ratio donnait des résultats décevants, car elle aboutit généralement à des NAIRU très plats<sup>29</sup>. On traite généralement ce problème en menant une analyse de sensibilité et en choisissant ces variances par vérification visuelle des estimations du NAIRU qui en résultent. Ainsi, Gordon (1997) suggère d'adopter un « lissage *a priori* », afin que « le NAIRU puisse osciller à son gré, sachant que les fluctuations extrêmes d'un trimestre sur l'autre ne sont pas admises ». On a adopté cette approche dans la présente étude, en tenant compte d'un certain nombre de facteurs, y compris la conjonction du lissage et de la plausibilité des équations estimées et des estimations du NAIRU. En pratique, la paramétrisation correspondante s'est révélée très variable selon les pays. Ceci découle de la différenciation des propriétés de séries chronologiques de taux effectifs de chômage, notamment selon qu'elles soient ou non stationnaires, comme des différences d'adéquation des courbes de Phillips estimées<sup>30</sup>.

## Les ajustements de fin de période

Quand on utilise les techniques de filtrage, il faut se préoccuper de la sensibilité des estimations du NAIRU pour les observations les plus récentes, qui sont normalement d'un très grand intérêt pour la politique économique. Diverses études (par exemple, Giorno *et al.* (1995) démontrent qu'en l'absence de nouveaux ajustements, le filtre d'Hodrick Prescott risque d'être « dévié » vers des valeurs observées situées à la fin de la période, ce qui se traduit par une réduction de « l'écart » estimé, que cela reflète bien ou non la situation cyclique de l'économie en question. Boone *et al.* (2001) démontre qu'en utilisant des informations supplémentaires sur l'inflation, dans le cadre d'une courbe de Phillips, les estimations du NAIRU par le filtre de Kalman sont beaucoup moins sujettes à des révisions de fin de période que les estimations faites à partir du filtre HP.

Pour comparer le degré de cette sensibilité pour le filtre de Kalman et les méthodes d'estimation HPMV, on a obtenu des estimations pour deux pays où le cycle du chômage a été prononcé, les États-Unis et le Royaume-Uni, en recourant



à des échantillons complets et tronqués. Sur cette base, il est apparu que les révisions estimées des NAIRU résultant du filtre de Kalman pour la période 1990-1995 étaient de l'ordre d'un quart de point pour les États-Unis ; en ce qui concerne le Royaume-Uni, les révisions correspondantes se sont avérées un peu plus fortes immédiatement après un tournant dans le chômage effectif, alors qu'autrement elles ont été en moyenne d'environ 0.4 point. Ces révisions ont été à peu près moitié moins importantes que celles obtenues pour un filtre HPMV comparable et ont été jugées suffisamment faibles pour ne pas justifier un traitement spécifique. Néanmoins, cette analyse indique que les estimations du NAIRU doivent faire l'objet d'une circonspection particulière quand la fin de période est proche d'un tournant cyclique ou quand on est fondé à soupçonner la possibilité de fortes variations du NAIRU, découlant peut-être des effets de mesures récentes de politique économique.

### La technique d'estimation

Dans la plupart des pays, on a recouru à l'estimation par le filtre de Kalman en utilisant une méthode de maximisation de la vraisemblance, l'équation de la courbe de Phillips étant estimée conjointement aux équations de transition. Cependant, pour cinq des 21 pays, l'estimation directe n'est pas parvenue à produire des résultats plausibles, en raison des difficultés rencontrées pour identifier en même temps les séries de NAIRU et le coefficient sur l'écart de chômage<sup>31</sup>. Dans ces situations, on a fait appel à une autre technique d'itération, similaire à celle employée par Fabiani et Mestre (1999) ; les coefficients de la courbe de Phillips ont d'abord été imposés sur le fondement des estimations préliminaires résultant du filtre HPMV et on a ensuite estimé une série initiale de NAIRU par le filtre de Kalman<sup>32</sup>. La série de NAIRU ainsi obtenue a été ensuite substituée dans l'équation de la courbe de Phillips et on a réestimé les paramètres en utilisant MCO. Ce processus a été renouvelé jusqu'à convergence des séries de NAIRU, généralement en quelques itérations.

## LES RÉSULTATS

Cette partie décrit les estimations préliminaires du NAIRU obtenues à partir d'une relation de la courbe de Phillips en utilisant un filtre de Kalman, conformément au cadre exposé auparavant. Toutefois, comme on l'a dit, ces estimations peuvent être ensuite ajustées pour tenir compte de possibles distorsions, qui pourraient notamment découler des effets des récentes réformes de politique économique, compte tenu de l'incertitude affectant les estimations empiriques.

### Les résultats de l'estimation

En recourant aux techniques présentées dans la partie précédente, on a pu estimer des courbes de Phillips et les NAIRU correspondants au moyen du filtre de

Kalman pour les 21 pays de l'OCDE dont l'Organisation publie actuellement des estimations du NAIRU (voir tableau I). On a utilisé des spécifications similaires pour la courbe de Phillips dans tous ces pays, afin de garantir la comparabilité des résultats<sup>33</sup>. Les effets de « limitation de vitesse » (termes  $\Delta U$ ) ont été testés dans chaque pays, mais la plupart d'entre eux se sont avérés négligeables. Dans certains cas, on a également recouru à des variables muettes, par exemple pour tenir compte des contrôles sur les prix imposés au Royaume-Uni dans les années 70. En ce qui concerne les États-Unis, on a procédé à des ajustements particuliers de la variable de taux de chômage en considération des effets spécifiques de la composition démographique<sup>34</sup>.

Pour environ la moitié des pays, on a préféré un processus auto-régressif à un processus aléatoire en employant le filtre de Kalman. Dans la quasi-totalité des cas, le coefficient auto-régressif est statistiquement significatif et sa valeur se situe normalement dans une fourchette de 0.6 à 0.8. Dans les quatre principaux pays européens où une estimation stable des deux spécifications a été possible, les différences entre les deux séries de NAIRU sont généralement faibles<sup>35</sup>. Dans le cas de la France et de l'Italie, la différence absolue pour toute la période d'estimation de l'échantillon est en moyenne de 0.4 point, d'un quart de point dans celui du Royaume-Uni et de 0.1 point pour l'Allemagne. La différence maximale entre les deux séries pendant toute la période de l'échantillon est de l'ordre de 0.6 à 0.8 point pour les quatre pays. Ces différences relativement faibles tendent à justifier l'usage prédominant de l'hypothèse d'un processus aléatoire dans la littérature empirique. Néanmoins, la forme auto-régressive est intuitivement plus séduisante, car elle est compatible avec le fait que le NAIRU ne s'ajuste que lentement aux chocs durables sur l'offre. En outre, la forme auto-régressive présente également un intérêt pour la prévision à court terme, dans la mesure où les changements du NAIRU estimé dans le passé récent sont susceptibles de donner des informations pertinentes sur ses probabilités d'évolution future.

Les termes des chocs temporaires d'offre (hausse des prix des importations non pétrolières et du pétrole) et de l'écart de chômage ont des signes corrects et sont statistiquement significatifs pour presque tous les pays. Dans le but de tester la « robustesse » de la courbe de Phillips, on a inclus les écarts de chômage estimés dans la spécification préférée de cette courbe, qui a ensuite été estimée par MCO et soumise à un ensemble de tests de diagnostic types, comme on l'indique au tableau I<sup>36</sup>. Parmi les pays du G7, l'échec le plus sérieux en matière de test de diagnostic concerne la stabilité structurelle (en utilisant un test de stabilité de Chow) pour l'Allemagne, ce qui pourrait être attribuable aux effets de la réunification. Pour l'Italie, il faut, pour passer le test de stabilité structurelle, inclure une variable spécifiquement nationale, à savoir la variation de la différence entre le taux de chômage de la région centre-nord du pays et le taux de chômage total<sup>37</sup>.

Tableau I. Les estimations des courbes de Phillips et les tests de diagnostic avec le filtre de Kalman  
 Méthode d'Estimation : Filtre de Kalman  
 La variable dépendante est  $\Delta\pi$

Échantillon	États-Unis		Japon <sup>1</sup>		Allemagne		France		Italie		Royaume-Uni		Canada	
	63:2 à 99:2		63:2 à 99:1		62:2 à 99:1		70:2 à 99:2		62:2 à 99:1		63:1 à 99:1		65:2 à 99:1	
<i>Dynamique</i>														
$\Delta\pi_{-1}$	-0.33	(3.1)	-0.49	(5.7)	-0.39	(6.0)	-0.43	(3.3)	-0.11	(1.2)	-0.33	(5.2)	-0.46	(4.6)
$\Delta\pi_{-2}$	-0.24	(2.5)	-0.44	(7.4)			0.00	(0.0)	-0.33	(4.7)	-0.30	(4.3)	-0.51	(5.5)
$\Delta\pi_{-3}$			-0.34	(5.0)			-0.21	(2.1)			-0.27	(4.3)		
$\Delta\pi_{-5}$			-0.22	(4.0)										
<i>Chômage</i>														
$U - U^*$	<b>-0.13</b>	<b>(4.5)</b>	<b>-1.85</b>	<b>(7.9)</b>	<b>-0.19</b>	<b>(6.0)</b>	<b>-0.17</b>	<b>(3.8)</b>	<b>-0.27</b>	<b>(3.7)</b>	<b>-0.20</b>	<b>(5.6)</b>	<b>-0.50</b>	<b>(8.6)</b>
$\Delta U$									-0.65	(2.6)	-0.26	(1.8)		
$\Delta(U^{\text{North}} - U)$									-1.18	(2.7)				
<i>Prix à l'importation</i>														
$\omega_{-1}(\pi^m - \pi_{-1})_{-1}$	1.53	(4.6)	1.40	(5.6)	0.52	(3.8)	0.89	(3.6)	0.76	(3.5)	0.45	(2.5)	0.87	(5.6)
$\omega_{-1}\Delta\pi^m$	0.83	(2.8)	0.40	(1.8)	0.34	(2.5)	0.55	(2.5)	0.80	(5.1)	0.16	(1.1)	0.24	(2.1)
$\omega_{-1}\Delta\pi^m_{-1}$			-0.81	(3.3)									-0.43	(3.2)
$\omega_{-1}\Delta\pi^m_{-2}$														
<i>Prix du pétrole</i>														
$v_{-1}(\pi^o - \pi_{-1})_{-1}$											0.21	(1.8)		
$v_{-1}\Delta\pi^o$	0.07	(5.9)	0.13	(2.7)	0.11	(4.0)	0.11	(2.4)	0.11	(3.0)	0.10	(1.3)		
$v_{-1}\Delta\pi^o_{-1}$	0.06	(4.6)	0.16	(4.1)					0.18	(4.8)	-0.21	(2.4)		
$v_{-1}\Delta\pi^o_{-2}$														
NAIRU en 99:1	5.2		3.9		7.8		10.1		10.4		6.7		8.5	
Ratio de sacrifice	3.1		0.3		1.8		2.4		1.3		2.4		1.0	
<i>Écart type</i>														
$R^2$	0.32		0.50		0.33		0.55		0.59		0.58		0.44	
$R^2$	0.67		0.83		0.53		0.57		0.77		0.84		0.59	
$R^2$ ajusté	0.64		0.80		0.50		0.52		0.74		0.80		0.55	
<i>Tests de diagnostic (p. values)<sup>3</sup></i>														
Test prévision Chow <sup>4</sup>	0.76		0.99		0.87		1.00		0.97		0.99		0.80	
Test de RESET <sup>5</sup>	0.23		0.14		0.07		0.91		<b>0.05</b>		0.11		0.21	
Corrélation intertemp. <sup>6</sup>	0.21		<b>0.02</b>		0.10		0.10		0.19		0.88		0.53	
Normalité <sup>7</sup>	0.97		0.71		0.20		<b>0.01</b>		0.65		0.23		0.27	
Test stabilité Chow <sup>8</sup>	<b>0.02</b>		0.81		<b>0.00</b>		0.14		0.26		0.16		0.13	

Tableau 1. Les estimations des courbes de Phillips et les tests de diagnostic avec le filtre de Kalman (suite)

Méthode d'Estimation : Filtre de Kalman

La variable dépendante est  $\Delta\pi$ 

Échantillon	Australie <sup>2</sup>		Autriche <sup>2</sup>		Belgique <sup>2</sup>		Danemark		Finlande <sup>2</sup>		Grèce		Irlande	
	66:2 à 99:1		66:2 à 99:1		71:2 à 99:1		66:2 à 99:1		70:1 à 99:1		75:1 à 99:1		78:2 à 99:1	
<i>Dynamique</i>														
$\Delta\pi_{-1}$	-0.58	(6.6)	-1.07	(9.8)	0.05	(0.4)	-0.57	(5.1)	-0.76	(8.1)			-0.23	(1.8)
$\Delta\pi_{-2}$			-0.55	(5.0)	-0.52	5.30	-0.43	(4.5)	-0.31	(3.4)	-0.44	(-5.7)		
$\Delta\pi_{-3}$			-0.31	(3.4)										
<i>Chômage</i>														
$U - U^*$	<b>-0.93</b>	<b>(3.8)</b>	<b>-1.60</b>	<b>(5.6)</b>	<b>-0.66</b>	<b>(3.5)</b>	<b>-0.23</b>	<b>(4.0)</b>	<b>-1.00</b>	<b>(3.8)</b>	<b>-0.34</b>	<b>(-6.4)</b>	<b>-0.22</b>	<b>(4.9)</b>
$\Delta U$														
<i>Prix à l'importation</i>														
$\omega_{-1}(\pi^m - \pi_{-1})_{-1}$	0.77	(3.8)	0.89	(3.1)	0.37	(3.8)	0.46	(1.9)	1.40	(4.7)	1.21	(6.2)	0.28	(3.2)
$\omega_{-1}\Delta\pi^m$	0.54	(3.6)	0.66	(3.3)	0.25	(2.8)	0.71	(3.5)	0.24	(1.3)	0.70	(4.8)		
$\omega_{-1}\Delta\pi^m_{-1}$							0.40	(2.0)						
<i>Prix du pétrole</i>														
$v_{-1}(\pi^o - \pi_{-1})_{-1}$			0.25	(3.3)	0.11	(2.3)								
$v_{-1}(\pi^o - \pi_{-1})_{-2}$														
$v_{-1}\Delta\pi^o$			0.13	(2.2)	0.08	(3.7)	0.11	(2.4)			0.09	(2.9)		
$v_{-1}\Delta\pi^o_{-1}$	0.11	(4.0)							0.21	(4.7)			0.16	(2.6)
NAIRU en 99:1	7.0		4.9		8.4		7.8		10.2		7.9		9.0	
Ratio de sacrifice	0.4		0.5		0.6		2.2		0.5		1.1		1.4	
<i>Écart type</i>														
$R^2$	0.60		0.50		0.45		0.64		0.80		0.59		0.66	
$R^2$	0.67		0.69		0.73		0.59		0.84		0.69		0.63	
$R^2$ ajusté	0.63		0.65		0.69		0.55		0.82		0.66		0.57	
<i>Tests de diagnostic (p, values)<sup>3</sup></i>														
Test prévision Chow <sup>4</sup>	0.84		<b>0.00</b>		0.76		0.94		0.78		0.67		0.91	
Test de RESET <sup>5</sup>	<b>0.03</b>		0.45		0.35		0.91		0.30		0.13		0.42	
Corrélation intertemp. <sup>6</sup>	0.81		0.16		0.51		0.10		0.84		0.48		0.90	
Normalité <sup>7</sup>	0.88		<b>0.01</b>		0.77		0.32		0.58		0.80		0.87	
Test stabilité Chow <sup>8</sup>	0.25		0.23		0.07		0.78		0.14		0.42		0.51	

Tableau 1. Les estimations des courbes de Phillips et les tests de diagnostic avec le filtre de Kalman (suite)  
 Méthode d'Estimation : Filtre de Kalman  
 La variable dépendante est  $\Delta\pi$

Échantillon	Pays-Bas	Nouvelle-Zélande	Norvège	Portugal	Espagne <sup>2</sup>	Suède	Suisse
	72:1 à 99:1	80:1 à 99:1	66:2 à 99:1	70:2 à 99:1	66:2 à 99:1	66:2 à 99:1	78:1 à 99:1
<i>Dynamique</i>							
$\Delta\pi_{-1}$	-0.67 (7.1)	-0.60 (6.0)	-1.02 (11.7)	0.01 (0.1)	-0.63 (5.8)	-0.85 (7.1)	-0.34 (4.0)
$\Delta\pi_{-2}$			-0.43 5.20	-0.35 (4.2)	-0.25 (2.5)	-0.26 (2.0)	-0.40 (5.0)
$\Delta\pi_{-3}$					-0.51 (5.4)	-0.22 (2.0)	
<i>Chômage</i>							
$U - U^*$	<b>-0.20 (4.7)</b>	<b>-0.62 (7.0)</b>	<b>-1.16 (5.1)</b>	<b>-0.21 (3.9)</b>	<b>-2.62 (6.2)</b>	<b>-0.43 (3.5)</b>	<b>-0.23 (6.2)</b>
$\Delta U$					-0.42 (3.5)		
<i>Prix à l'importation</i>							
$\omega_{-1}(\pi^m - \pi_{-1})_{-1}$	0.32 (2.9)	1.72 (7.8)	0.39 (2.2)	0.50 (2.8)	1.58 (5.0)	1.20 (3.7)	
$\omega_{-1}\Delta\pi^m$	0.12 (1.2)	0.64 (5.3)		0.80 (5.5)	0.80 (3.3)	0.95 (3.8)	
$\omega_{-1}\Delta\pi^m_{-1}$		0.20 (1.4)					
<i>Prix du pétrole</i>							
$v_{-1}(\pi^o - \pi_{-1})_{-1}$				0.12 (2.2)			0.57 (6.9)
$v_{-1}(\pi^o - \pi_{-1})_{-2}$			0.49 (4.7)				
$v_{-1}\Delta\pi^o$				0.14 (3.7)			0.35 (5.6)
$v_{-1}\Delta\pi^o_{-1}$							
NAIRU en 99:1	4.8	5.4	3.7	4.7	15.4	5.6	4.1
Ratio de sacrifice	2.1	0.6	0.5	1.6	0.2	1.4	1.9
<i>Erreur type</i>							
$R^2$	0.49	0.60	1.01	0.80	0.80	1.24	0.36
$R^2$ ajusté	0.70	0.88	0.75	0.74	0.60	0.57	0.86
	0.68	0.86	0.73	0.70	0.56	0.53	0.83
<i>Tests de diagnostic (p, values)<sup>3</sup></i>							
Test prévision Chow <sup>4</sup>	0.96	0.97	0.98	0.74	0.97	0.85	0.17
Test de RESET <sup>5</sup>	0.24	0.72	0.71	0.29	0.08	0.28	0.27
Corrélation intertemp. <sup>6</sup>	0.19	0.41	0.10	0.19	0.88	0.58	0.74
Normalité <sup>7</sup>	0.38	0.29	0.72	0.88	0.39	0.58	0.99
Test stabilité Chow <sup>8</sup>	0.73	0.57	0.49	<b>0.01</b>	0.14	0.39	0.17

Tableau 1. Les estimations des courbes de Phillips et les tests de diagnostic avec le filtre de Kalman (suite)

**Définition des variables :**

Toutes les données sont semestrielles et proviennent de la Base de données analytique de l'OCDE (BDA) sauf indication contraire. Tous les taux d'inflation sont exprimés comme la variation de l'indice des prix pertinent par rapport au semestre précédent, sans annualisation.

- $\pi$  = taux d'inflation dérivé du déflateur de la consommation privée. Pour le Canada, on a utilisé une mesure de l'IPC excluant l'alimentation et l'énergie (source : Statistiques du Canada).
- U = taux de chômage.
- U<sup>North</sup> = taux de chômage dans la région centre-nord de l'Italie (source : Banque d'Italie avec interpolations de l'OCDE).
- U\* = NAIRU estimé avec le filtre de Kalman.
- $\pi^m$  = taux d'inflation des prix des biens non pétroliers et des services importés. Les prix à l'importation ont été corrigés par régression des prix réels à l'importation au moyen de tendances temporelles de pente différenciée et de leurs propres valeurs retardées. Les tendances temporelles utilisées étaient une couvrant toute la période d'estimation de l'échantillon ou une commençant en 1980.
- $\omega$  = poids des prix des importations non pétrolières dans la demande totale, mesuré comme la part de la valeur des importations de biens et de services (hors pétrole) dans la demande totale.
- $\pi^o$  = taux d'inflation de la valeur unitaire des importations d'énergie.
- v = mesure de l'offre de pétrole par rapport au PIB (source : soldes énergétiques des pays de l'OCDE, Agence internationale de l'énergie). Les valeurs semestrielles ont été interpolées à partir des chiffres annuels et les plus récentes ont été dérivées par extrapolation.

$\Delta$  représente l'opérateur de différence première, les indices définissent les retards.

1. Pour le Japon, on a largement amélioré la capacité prédictive récente de la courbe de Phillips en faisant intervenir une réduction de l'effet de l'écart de chômage sur l'inflation quand celle-ci est déjà faible. Plus précisément, quand l'inflation est inférieure à 2 pour cent par an et le chômage supérieur au NAIRU, on réduit le coefficient de l'écart de chômage par rapport à celui qui apparaît dans le tableau à -1.04 (au lieu de -1.85) lorsque l'estimation est faite avec le filtre de Kalman.
2. Pour certains pays, la variable d'écart de chômage ne prend pas une forme linéaire : en Autriche, Belgique, Espagne et Finlande, le taux de chômage et le NAIRU sont spécifiés sous forme logarithmique,  $\log(U/U^*)$ , dans l'équation estimée avec le filtre de Kalman ; en Australie, l'écart de chômage (linéaire) est normalisé sur le taux réel  $(U - U^*)/U$ .
3. Les probabilités des tests de diagnostic sont présentées. Les rejets à un niveau de confiance de 5 pour cent apparaissent en gras.
4. Test de prévision de Chow à partir du premier semestre 1995.
5. Test de Reset de Ramset de la forme fonctionnelle basé sur l'inclusion des valeurs au carré et au cube.
6. Test de multiplication de Lagrange de Breusch-Godfrey pour la corrélation intertemporelle des résidus jusqu'au second degré.
7. Test de Jarque-Bera pour la normalité des résidus.
8. Test de stabilité de Chow pour rupture en 1985:1, sauf pour l'Irlande et la Nouvelle-Zélande où une rupture en 1990:1 a été choisie en raison de la durée plus courte de l'estimation de l'échantillon.

**Liste des variables muettes utilisées dans l'estimation :**

France	+1 en 1982:2 ; -1 en 1983:1
Royaume-Uni	-1 en 1977:2 et +1 en 1979:2 ; 1 en 1974:1 ; 1 en 1974:2 et 1975:1
Allemagne	-1 en 1992:2 et +1 en 1993:1 ; +1 en 1991:2
Italie	+1 en 1970:1 et -1 en 1970:2 ; -1 en 1971:2 et +1 en 1972:2 ; -1 en 1984:2
Japon	+1 en 1974:1 et -1 en 1974:2
Australie	+1 en 1973:2 ; +1 en 1976:2
Belgique	+1 en 1985:2
Finlande	+1 en 1973:2
Irlande	+1 en 1982:1, 1982:2 et 1993:2
Pays-Bas	+1 en 1985:1, -1 en 1985:2
Nouvelle-Zélande	+1 en 1983:1
Norvège	+1 en 1970:1
Portugal	+1 en 1976:1 et -1 en 1976:2
Suisse	+1 en 1980:1, 1983:1 et 1985:2.

## Les mesures de l'incertitude et les révisions des estimations préliminaires

Le filtre de Kalman présente un avantage particulier : quand on utilise une méthode d'estimation directe par maximum de vraisemblance, on peut également générer des écarts types pour les estimations du NAIRU<sup>38</sup>.

Les estimations par le filtre de Kalman donnent lieu à trois types d'incertitudes : *i*) le NAIRU n'est pas observé et doit être obtenu par estimation ; *ii*) les paramètres du modèle sont inconnus et doivent être estimés ; *iii*) la spécification du modèle peut être fautive. La littérature empirique ignore généralement le troisième facteur d'incertitude. Les techniques d'estimation normalement utilisées donnent un moyen de résoudre la première source d'incertitude avec la variance d'erreur de prévision estimée pour la variable d'état, à chaque point dans le temps, tandis que d'autres études résolvent le deuxième facteur d'incertitude en employant les méthodes de Monte Carlo, Laubach (1999), Irac (1999) ou la méthode « delta » d'Ansley et Kohn (Staiger *et al.* 1997).

Dans la présente étude, les écarts types associés aux deux premières sources d'incertitudes ont été calculés pour les estimations des pays du G7 en recourant aux méthodes de Monte Carlo, à l'instar d'Hamilton (1986, 1994)<sup>39</sup>. Pour l'ensemble de l'échantillon (voir le tableau 2 plus loin), on a observé qu'elles s'inscrivaient dans une fourchette allant de 0.2 pour le Japon à 1 pour la France, le Royaume-Uni et l'Irlande, et qu'elles sont tout à fait conformes à celles dont la littérature récente fait état par ailleurs<sup>40</sup>. Le graphique 2, qui figure plus loin, montre les marges d'erreur correspondantes et leur évolution dans le temps pour les économies les plus importantes.

Compte tenu de l'importance des incertitudes et des marges d'erreur estimées, les estimations résultant des techniques économétriques décrites ci-dessus ont été soumises à l'examen des experts nationaux et quelquefois révisées au regard de distorsions spécifiques, dues notamment aux effets des réformes récentes. Dans certains cas, ces révisions ont simplement consisté à utiliser une définition plus appropriée de l'inflation ou du chômage dans l'estimation de la courbe de Phillips ; on a obtenu ainsi une courbe de Phillips plus adéquate et un profil du NAIRU jugé plus plausible<sup>41</sup>.

Dans le cas de deux pays (le Canada et la Grèce), le changement de spécification de la courbe de Phillips a été plus fondamental et a impliqué une modélisation plus explicite des anticipations inflationnistes. Pour trois autres pays (l'Australie, la France et la Suisse), il est apparu que les estimations préliminaires contredisaient d'autres informations, notamment relatives à l'effet probable des récentes réformes du marché du travail ; ces estimations ont donc été ajustées par jugement subjectif. Les révisions en question interviennent au terme de la période d'estimation, quand l'incertitude affectant toute estimation du NAIRU basée sur un

Tableau 2. Estimations du NAIRU et écarts types

	1980	1985	1990	1995	1999	Écarts types <sup>1</sup>	
						En moyenne	Dernière année
Australie	5.1	6.0	6.5	7.1	6.8	1.0	1.6
Autriche	1.9	3.2	4.6	5.0	4.9	0.2	0.3
Belgique	5.5	6.8	8.4	8.0	8.2	1.3	1.3
Canada	8.9	10.1	9.0	8.8	7.7	0.6	0.9
Danemark	5.8	5.9	6.9	7.1	6.3	1.0	1.3
Finlande	4.3	3.9	5.6	10.6	9.0	1.4	1.8
France	5.8	6.5	9.3	10.3	9.5	1.1	1.7
Allemagne	3.3	4.4	5.3	6.7	6.9	0.9	1.2
Grèce	4.6	6.5	8.4	8.8	9.5	0.8	1.1
Irlande	12.8	13.2	14.1	10.8	7.1	1.2	2.0
Italie	6.8	7.8	9.1	10.0	10.4	0.8	1.1
Japon	1.9	2.7	2.2	2.9	4.0	0.2	0.3
Pays-Bas	4.7	7.5	7.5	6.1	4.7	1.0	1.3
Nouvelle-Zélande	1.6	5.1	7.0	7.5	6.1	0.6	0.8
Norvège	2.2	2.6	4.6	4.9	3.7	0.5	0.6
Portugal	6.1	5.4	4.8	4.2	3.9	1.0	1.4
Espagne	7.8	14.4	17.4	16.5	15.1	1.2	1.2
Suède	2.4	2.1	3.8	5.8	5.8	0.8	1.0
Suisse	2.3	2.9	3.0	3.3	2.4	0.8	1.0
Royaume-Uni	4.4	8.1	8.6	6.9	7.0	1.1	1.5
États-Unis	6.1	5.6	5.4	5.3	5.2	0.9	1.2
<i>Pour mémoire :</i>							
Zone euro	5.5	7.1	8.8	9.2	8.8		
Moyenne pondérée des pays ci-dessus <sup>2</sup>	5.0	5.9	6.3	6.5	6.5		

1. Écarts types autour des estimations économétriques initiales.

2. Pondération en fonction de l'importance de la population active.

Source : Calculs du Secrétariat de l'OCDE.

filtre est la plus forte<sup>42</sup>. Deux pays (la Finlande et l'Irlande) ont été considérés comme des cas particuliers, dans la mesure où le cadre de base de l'estimation a été jugé impropre à l'interprétation des évolutions récentes<sup>43</sup>. Ces révisions sont commentées de façon plus détaillée ci-après.

### ***La modélisation plus explicite des anticipations d'inflation (Canada et Grèce)***

Dans l'estimation de départ, les anticipations inflationnistes de la courbe de Phillips sont représentées pour la plupart des pays par une distribution de retards des taux d'inflation. Mais, cette hypothèse risque de se révéler absolument



infondée et de se traduire par des distorsions dans les estimations du NAIRU, quand la politique économique a changé. Dans le cas du Canada et de la Grèce, il est apparu judicieux de tenir compte des réorientations de politique et le NAIRU estimé s'en est trouvé sensiblement modifié.

Le Canada a été l'un des premiers pays à mettre en place, en 1991, des objectifs spécifiques d'inflation. Les données empiriques émanant de la Banque du Canada laissent penser que cette nouvelle politique a fortement influencé les anticipations d'inflation et, compte tenu de ces données tangibles, on modélise, à partir de 1991, les anticipations inflationnistes sous la forme d'une moyenne pondérée de la cible d'inflation (en sa valeur centrale) et d'une distribution de retards des taux d'inflation (avec une pondération à peu près égale pour chacun des composants)<sup>44</sup>. La variable d'inflation utilisée dans la courbe de Phillips est l'indicateur sous-jacent de l'inflation des prix à la consommation (IPC déduction faite des prix de l'alimentation, de l'énergie et de l'incidence des impôts indirects) que la Banque privilégie dans le cadre de la politique monétaire (même si l'objectif d'inflation formulé officiellement retient l'IPC intégral). Comme l'inflation s'est révélée constamment inférieure au milieu de la cible visée, on peut penser que la nouvelle politique a ancré les anticipations d'inflation, faisant ainsi obstacle à une désinflation supplémentaire. Ainsi, le fait de ne pas avoir tenu compte de l'incidence sur les anticipations du changement de politique a probablement conduit à une surestimation du NAIRU ces dernières années. De fait, la prise en considération du changement de politique abaisse en moyenne l'estimation du NAIRU de 0.3 point au cours de la période suivant la mise en œuvre de l'objectif d'inflation et d'un peu plus à la fin de la période d'estimation<sup>45</sup>.

Au cours des années 1990, l'inflation des prix à la consommation en Grèce est passée de 20 à 2½ pour cent par an. Il est possible qu'au cours des dernières années au moins, la perspective de l'appartenance à l'UEM ait entraîné une régression des anticipations inflationnistes qui a constitué l'un des facteurs de la désinflation. Pour intégrer cette influence dans l'estimation du NAIRU, on a spécifié, à partir de 1991, les anticipations d'inflation comme une moyenne pondérée de l'inflation passée et de l'inflation moyenne de la zone euro, la pondération étant estimée mais pouvant s'accroître dans le temps à un taux linéaire<sup>46</sup>. Ce changement de système se traduit par un relèvement systématique du NAIRU (une partie de la désinflation étant attribuée à un effet d'anticipation plutôt qu'à l'écart de chômage), tel que celui-ci est en moyenne supérieur de près d'un point à la valeur qui résulte de la spécification type de la courbe de Phillips.

### ***La prise en compte des réformes récentes (Australie, France et Suisse)***

Comme on l'a mentionné auparavant, la méthode d'estimation se heurte à une limite d'ordre pratique qui est l'incertitude accrue au terme de la période

d'échantillon, du fait, en particulier, des incidences des réformes récentes et en cours. Dans les pays où les réformes ont eu lieu entre la fin des années 80 et le milieu des années 90 (comme les Pays-Bas, la Nouvelle-Zélande, l'Espagne et le Royaume-Uni), on constate généralement que leurs effets ont été importants, mais relativement longs à se manifester<sup>47</sup>. Dans la mesure où un certain nombre de pays de l'OCDE entreprennent actuellement des réformes similaires, il est peut-être trop tôt pour qu'une réduction appréciable du NAIRU se retrouve dans les estimations économétriques actuelles. Dans de telles situations, on procède donc à des ajustements supplémentaires en fonction de la portée et de la nature des réformes récentes<sup>48</sup>.

En Australie, l'organisation des marchés de produits et du travail fait l'objet de réformes importantes depuis 1996 ; elles comprennent un remodelage des subventions aux entreprises, l'évolution vers une négociation plus décentralisée des salaires ainsi que la déréglementation et la privatisation en cours des services collectifs. Pour intégrer les effets de ces changements, on a progressivement révisé en baisse le NAIRU à partir de 1998, pour le fixer à 6¾ pour cent en 1999 (au lieu d'une estimation préliminaire de 7¼ pour cent).

En ce qui concerne la France, les estimations économétriques préliminaires laissaient penser que le NAIRU était resté à peu près stable dans les années 90 (à un peu plus de 10 pour cent), même si l'écart type affectant l'estimation est un des plus importants de tous les pays. Ce résultat n'est guère compatible avec les réformes structurelles appliquées depuis 1995, notamment les réductions importantes de cotisations sociales, ni avec les signes tangibles d'une flexibilité accrue du marché du travail illustrée par la montée des emplois temporaires et à temps partiel. Pour tenir compte de ces réformes, le NAIRU est révisé progressivement en baisse à partir de 1995 et fléchit à 9½ pour cent en 1999.

La Suisse a récemment procédé à une vaste réforme du système d'assurance chômage. En 1996 et 1997, les conditions d'octroi des allocations de chômage ont été durcies ; en 1998, il a été décidé de recourir à des politiques plus actives vis-à-vis du marché du travail et la participation à ce dispositif est devenue obligatoire pour avoir droit aux allocations<sup>49</sup>. On a modifié les estimations économétriques préliminaires du NAIRU en raison de ces réformes ; une baisse de ¾ pour cent est imposée à partir de 1997 et on aboutit à une estimation du NAIRU de 2½ pour cent en 1999.

### **Les cas particuliers (la Finlande et l'Irlande)**

Dans deux cas particuliers (la Finlande et l'Irlande), on juge le cadre spécifique d'estimation inadéquat pour expliquer les expériences passées et récentes.

Au début des années 90, la Finlande a subi un certain nombre de chocs brutaux : l'éclatement d'une bulle des prix d'actifs, une vive détérioration des termes de l'échange et l'effondrement du commerce avec l'ancienne Union

soviétique. Pour intégrer l'incidence de ces chocs, on a modifié par jugement subjectif le NAIRU estimé ; il en est résulté une accentuation de la hausse au début des années 90, suivie d'une chute dans la deuxième moitié des années 90 (cohérente avec les mesures d'amélioration de l'offre concernant la fiscalité, les taux de remplacement et la législation protectrice de l'emploi) jusqu'à un niveau de l'ordre de 9 pour cent en 1999.

La situation de l'Irlande est particulière en raison de l'importance des flux d'immigration, qui est susceptible de se traduire par une volatilité du NAIRU supérieure à celle de la plupart des autres pays et par une tendance accrue à suivre le taux de chômage effectif. Cependant, les tentatives faites pour en tenir compte dans le processus d'estimation n'ont pas été couronnées de succès. Faute d'y parvenir, on a révisé progressivement en baisse l'estimation économétrique à partir de 1995 pour mieux l'aligner sur la forte baisse du chômage effectif, jusqu'à la ramener à 7 pour cent en 1999 (au lieu d'une estimation économétrique de 9 pour cent).

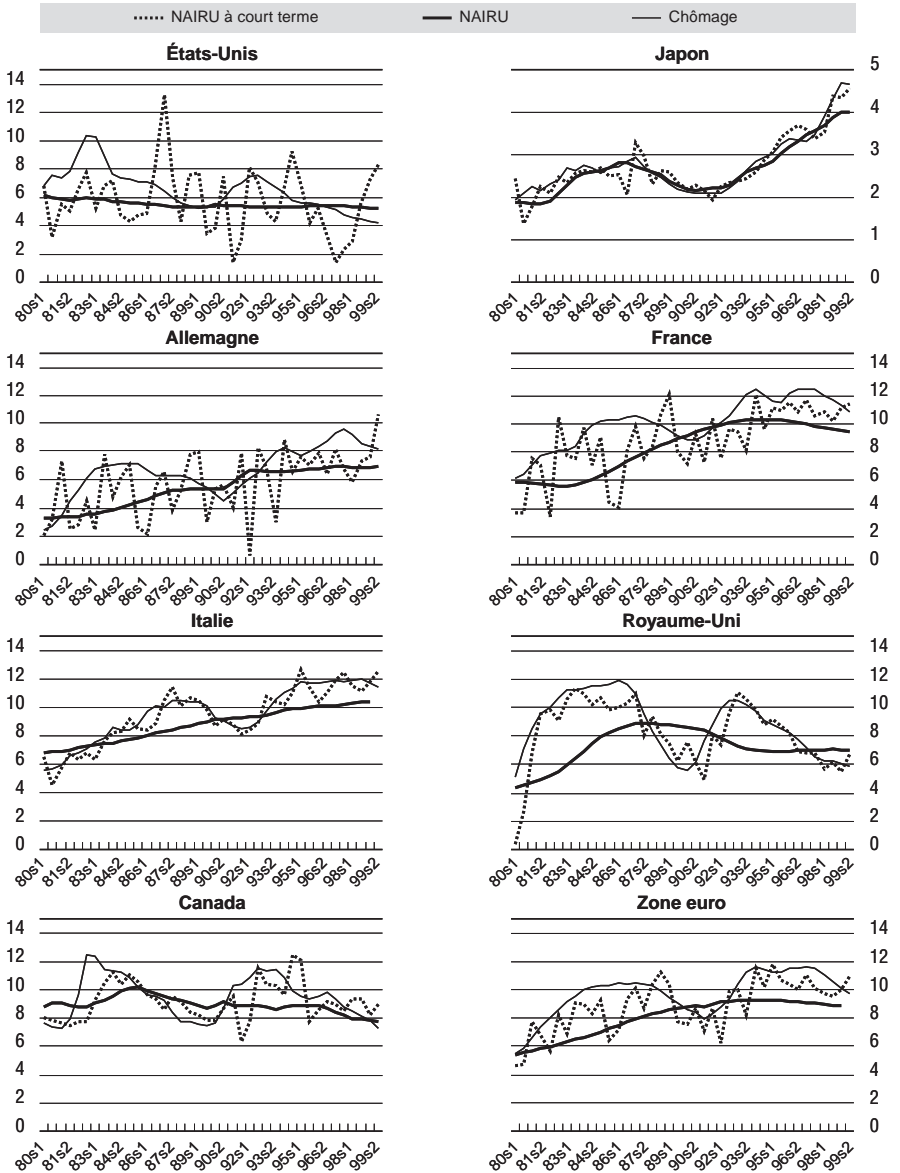
### Les tendances récentes des estimations du NAIRU

On trouve au tableau 2 et au graphique 1 un ensemble d'estimations du NAIRU pour les pays de l'OCDE, qui résulte des estimations économétriques corrigées des ajustements au titre de jugements subjectifs mentionnés plus haut.

Au total, ces estimations montrent clairement que l'importance et le sens des changements du NAIRU dans les pays de l'OCDE au cours des années 90 n'ont nullement été homogènes ; à tout le moins, cet état de fait est très différent de la situation des années 80, marquée par une hausse du NAIRU pratiquement partout (les États-Unis et le Portugal faisant exception). Dans les années 90, le NAIRU a augmenté de quelque 2 points, voire plus, en Allemagne, Finlande, Japon et Suède, alors qu'en Italie et en Grèce sa hausse a tout juste dépassé 1 point. En revanche, les pays où le NAIRU a fléchi d'un point ou plus – le Canada, les Pays-Bas, la Nouvelle-Zélande, le Royaume-Uni, l'Espagne, le Portugal, l'Irlande et la Norvège – sont ceux où les réformes du marché du travail ont été les plus importantes<sup>50</sup>. L'expérience de ces pays n'en montre pas moins que, même après des réformes ambitieuses, le NAIRU risque de ne diminuer que graduellement (normalement de moins d'un demi point par an) et avec de longs délais. L'Irlande constitue une exception remarquable, puisque le NAIRU y a chuté de 7 points, ce qui est spectaculaire, au cours de la décennie écoulée.

Le fonctionnement du marché du travail semble bien s'être amélioré d'une façon plus uniforme dans nombre de pays au cours de la deuxième moitié des années 90 que de la première, à telle enseigne que deux tiers des pays examinés ont connu un certain recul du NAIRU au cours des cinq dernières années. Ainsi, le NAIRU a vivement diminué (d'au moins un point) dans la deuxième partie de la

Graphique 1. Le NAIRU et le NAIRU à court terme<sup>1</sup>



1. Le Japon est présenté avec une échelle différente.  
Source : OCDE.

décennie au Danemark, en France, en Finlande, en Nouvelle-Zélande et en Norvège, malgré une hausse au début de cette décennie. En outre, il y a d'autres pays (l'Espagne, le Canada et l'Irlande) où le NAIRU a régressé plus nettement dans la deuxième moitié des années 90. Le Japon constitue une exception importante : le NAIRU y a augmenté plus fortement, à savoir de plus d'un point, dans cette deuxième moitié. Au total, même si l'on semble bien détecter les signes d'un progrès récent, la marge d'amélioration qui demeure est très importante : il ressort de l'examen d'une moyenne pondérée du NAIRU dans tous les pays étudiés (qui représentent environ 82 pour cent de la population active de l'OCDE) que le chômage structurel dans la zone est sensiblement plus élevé aujourd'hui qu'en 1980 (sans parler des décennies antérieures). De plus, si les disparités se sont un peu réduites, il subsiste de grandes différences entre les pays.

En même temps, il ressort des estimations révisées que le chômage effectif de la plupart des pays de l'OCDE a largement dépassé le NAIRU pendant la plus grande partie des années 90, ce qui est cohérent avec le recul marqué de l'inflation dans l'ensemble de la zone OCDE. C'est particulièrement vrai pour la zone de l'euro, où l'écart moyen entre le chômage et le NAIRU est d'environ 1 point  $\frac{3}{4}$  depuis 1993 (graphique 1). Une large part de cette différence est imputable aux trois principales économies de cette zone, où le chômage dépassait encore le NAIRU estimé de 1 point à 1 point  $\frac{1}{2}$  au second semestre de 1999, même si l'écart se réduisait. A l'inverse, l'écart de chômage vient de se résorber dans certaines économies moins importantes de la zone euro (Autriche et Espagne), tandis que le chômage est devenu inférieur au NAIRU depuis un an ou davantage en Irlande et aux Pays-Bas. De ce point de vue, l'amélioration est encore plus avancée au Royaume-Uni et aux États-Unis où le chômage s'inscrit en dessous du NAIRU estimé depuis respectivement trois et quatre ans. Pour harmoniser les résultats relatifs à l'inflation et l'hétérogénéité des différences entre le chômage et le NAIRU, il faut prendre en considération le NAIRU à court terme.

## L'INTÉRÊT DES ESTIMATIONS DU NAIRU POUR LA POLITIQUE MONÉTAIRE ET L'INFLATION

Les indicateurs du chômage structurel constituent un élément utile pour la détermination de la politique monétaire s'ils aident les responsables à appréhender les évolutions à court terme de l'inflation<sup>51</sup>. A cet égard, le concept de NAIRU à court terme peut être une utile synthèse indicative des informations relatives aux tensions inflationnistes du moment – voir Estrella et Mishkin (1998) et King (1999) – même si sa volatilité intrinsèque en fait un objectif inadéquat. Il est de fait que les fluctuations du NAIRU à court terme donnent des informations sur les chocs inflationnistes que les responsables de la politique peuvent ignorer. Ainsi, il ne faut pas

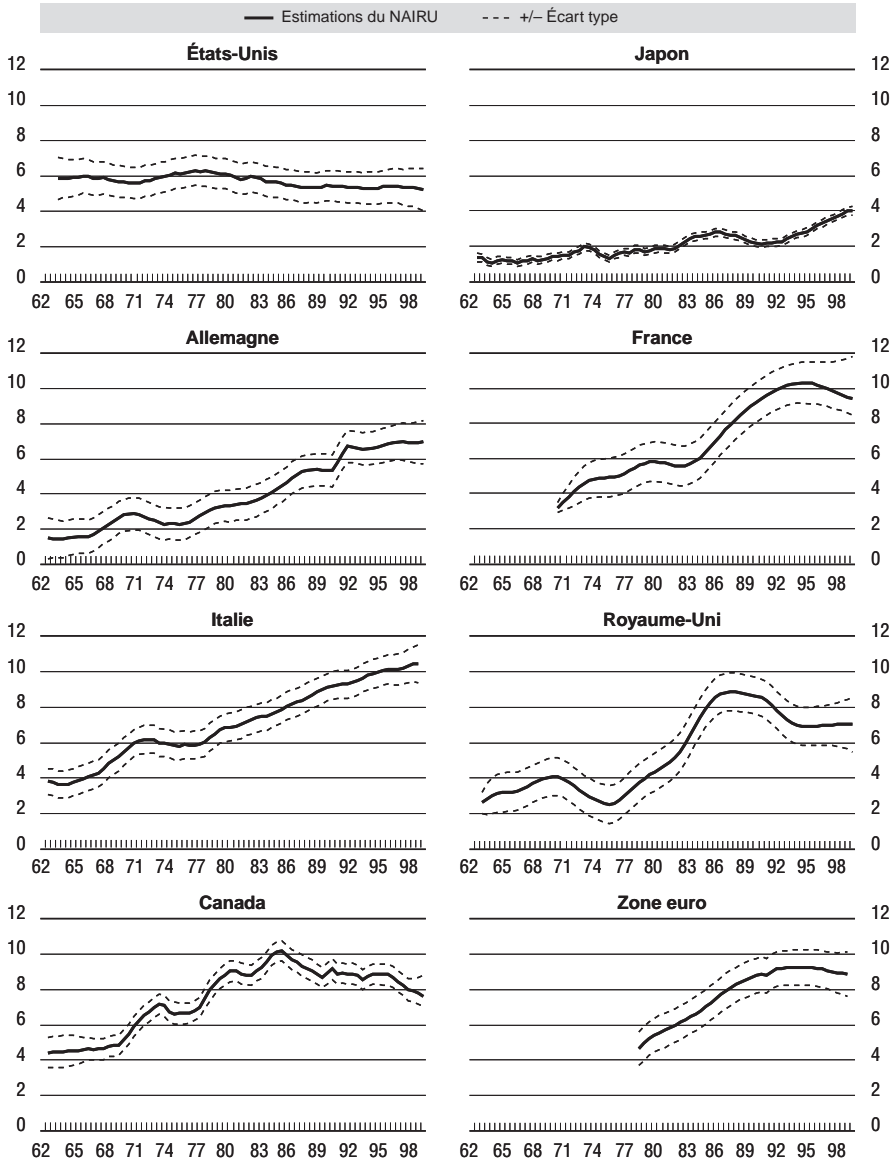
considérer que l'incidence de chocs temporaires négatifs sur l'offre, susceptible de se dissiper à brève échéance, impose une hausse permanente du chômage. Dans ces situations, les responsables doivent apprécier, avant de prendre des mesures, la probabilité que l'inflation soit compatible avec les choix de politique quand le choc aura épuisé ses effets<sup>52</sup>.

L'importance de la distinction à faire entre le NAIRU et le NAIRU à court terme est illustrée par le graphique 1, qui donne des estimations pour les économies du G7 et de la zone euro : les périodes où le chômage est supérieur (inférieur) au NAIRU à court terme sont généralement des périodes de baisse (hausse) de l'inflation, même si l'écart du NAIRU à court terme est parfois de signe opposé à celui du NAIRU. S'agissant des États-Unis, le panneau figurant en haut à gauche du graphique 1 montre qu'au cours de la période de 1996 à 1998 le taux de chômage s'est maintenu constamment au-dessus du NAIRU à court terme, l'inflation régressant alors, malgré un taux de chômage inférieur au NAIRU.

Depuis 1996, le chômage a tendance à excéder à la fois le NAIRU et le NAIRU à court terme dans les principales économies de la zone euro, ce dont il faut conclure que l'état de la demande a joué un rôle important dans le recul de l'inflation, au moins jusqu'à la fin de 1998. Pendant la même période, on explique l'évolution favorable du NAIRU à court terme au Royaume-Uni et aux États-Unis, en comparaison des économies de la zone euro, par le niveau relativement élevé des taux de change et son incidence sur l'inflation importée. Toutefois, depuis 1999, la montée des prix du pétrole est devenue un facteur explicatif important du redressement de l'inflation et des augmentations correspondantes du NAIRU à court terme dans la plupart des pays de l'OCDE.

Au Japon, l'accélération de l'inflation en 1996 et 1997 peut être rapprochée du glissement du chômage en deçà du NAIRU, conjugué à la tension des prix à l'importation résultant de la dépréciation du yen. Mais, depuis 1997, la montée relativement rapide du chômage jusqu'à des niveaux supérieurs à un NAIRU lui-même en hausse a joué un rôle important dans l'apparition de taux d'inflation négatifs. Ainsi, l'addition d'un écart de chômage assez élevé et du raffermissement du yen a déterminé une nouvelle régression de l'inflation en 1999, malgré la vive poussée des prix du pétrole.

Si les effets de limitation de vitesse sont importants, le NAIRU à court terme tendra à coller au taux de chômage effectif, car des changements prononcés du chômage modifieront très sensiblement l'inflation dans le court terme. Dans ce type de situation, une disparition rapide de l'écart positif entre le chômage effectif et le NAIRU risque d'engendrer des effets inflationnistes à court terme inacceptables. Au sein des économies du G7, ces effets s'avèrent particulièrement notables en Italie et au Royaume-Uni, comme l'indique le cheminement des estimations du NAIRU à court terme, qui, dans ces pays, ont tendance à fluctuer plutôt à proximité

Graphique 2. Estimation du NAIRU et intervalle de confiance<sup>1</sup>

1. Les estimations d'écart type sont centrées à peu près sur les estimations économétriques initiales pour la France et le Canada, où les estimations ont été révisées sur la base du jugement (voir l'annexe). Le NAIRU n'est pas au centre de la bande.

Source : OCDE.

du taux de chômage effectif que du NAIRU (graphique 1). Si ces deux pays ont connu dans les années 80 et 90 de longues périodes où le taux de chômage effectif a dépassé le NAIRU, l'allure du NAIRU à court terme laisse penser que la marge de réduction du chômage sans progression (temporaire) de l'inflation était limitée. Dans la période récente, les effets de limitation de vitesse semblent avoir été particulièrement marqués en Italie en 1999 et au Royaume-Uni en 1996-97 ; dans les deux cas, l'incidence inflationniste d'une baisse assez rapide du chômage a peut-être nettement compensé l'effet déflationniste du maintien du chômage au-dessus du NAIRU. Bien que les effets de limitation de vitesse puissent être moins prononcés dans d'autres pays, ils n'en font pas moins obstacle à une réduction rapide du chômage, même si ce dernier est demeuré largement supérieur au NAIRU pendant la plus grande partie des années 1990.

En définitive, il convient de souligner les limites de toute analyse fondée sur le NAIRU et le NAIRU à court terme ; il faut en particulier reconnaître qu'elles dépendent de relations économétriques estimées qui donnent une explication imparfaite de l'inflation et sont quelquefois sujettes à d'importantes marges d'erreur. Comme on le voit au tableau 2 et au graphique 2, les écarts types affectant les estimations du NAIRU sont d'environ  $\frac{3}{4}$  de point en moyenne pour tous les pays, mais dépassent un point au terme de la période d'estimation<sup>53</sup>. En outre, différents choix de spécifications peuvent conduire à différentes conclusions de politique. Ainsi, le choix de chocs temporaires sur l'offre – la hausse des tarifs pétroliers et des prix à l'importation – dans l'analyse actuelle est justifié par le fait que ces variables donnent une explication cohérente de l'inflation dans la plupart des pays de l'OCDE, mais d'autres options sont possibles<sup>54</sup>. En raison de l'ensemble de ces facteurs, on conclura que le NAIRU et le NAIRU à court terme ne peuvent être que l'un des nombreux indicateurs qui permettent d'appréhender les tensions inflationnistes.



## NOTES

1. Comme chacun sait, cet acronyme est trompeur et la définition correcte du concept est le taux de chômage qui « n'augmente pas » l'inflation.
2. Les estimations antérieures du Secrétariat concernent aussi l'inflation salariale et le NAWRU, qui sont décrits par Elmeskov (1993) et avec plus de détails dans OCDE (1999), par opposition à l'inflation des prix et au NAIRU.
3. On attribue à la fois à Friedman (1968) et Phelps (1968) le mérite d'avoir forgé le concept de taux structurel ou naturel alors que le terme NAIRU a été inventé en premier par Modigliani et Papademos (1975).
4. Cette conception « orthodoxe » contraste avec une autre conception, celle de l'« hystérèse intégrale », selon laquelle le chômage n'a pas d'influence sur l'inflation, même si cette dernière subit l'effet du rythme de changement du chômage. Dans ce cas extrême, le chômage n'est pas ancré par des variables structurelles, mais résultera plutôt de l'effet cumulatif de tous les chocs antérieurs sur l'économie, y compris ceux de demande. Il s'ensuit également que le chômage peut être maintenu indéfiniment à un niveau quelconque avec une inflation stable ; le concept de NAIRU s'en trouve remis en cause. Toutefois, on dispose de beaucoup de preuves tangibles qui contredisent le modèle de l'hystérèse sous sa forme extrême ; en particulier, un grand nombre d'études empiriques laissent penser que le niveau du chômage a bien un effet sur l'inflation ; on se reportera par exemple à l'enquête récente de Nickell (1998).
5. Friedman et Phelps expliquent le modèle du taux naturel sous l'angle des rigidités salariales nominales du marché du travail. Pour que le chômage reste inférieur au taux naturel, il faut que la main-d'œuvre soit surprise par une inflation des prix supérieure aux prévisions, qui se traduit par des salaires réels plus bas *ex post* qu'elle ne l'anticipait *ex ante*, quand les salaires nominaux ont été fixés. On peut dériver une courbe de Phillips similaire de modèles dans lesquels les rigidités nominales émanent du marché des produits plutôt que du marché du travail si, par exemple, les entreprises supportent des coûts quand elles ajustent leurs prix, comme dans les modèles de Calvo (1983) et de Rotemberg (1982). De manière plus générale, une relation du type de la courbe de Phillips se dégage comme la forme réduite de divers modèles structurels (Roberts, 1997).
6. Les chocs durables peuvent comprendre, à titre potentiel, une gamme très large de facteurs influençant les politiques de prix (variations des marges, des prix des intrants, etc.), le mécanisme de transformation et de distribution (concurrence, réglementation, contrôles sur les prix, etc.) et la fixation des salaires (coins fiscaux, syndicalisation, politiques des revenus, etc.).

7. Il est également possible que les éléments qui modifient de façon permanente le niveau du coin entre le salaire réel de la production et le salaire réel de la consommation influencent également le NAIRU.
8. On se reportera à Cromb (1993) pour un examen des estimations de la sensibilité du NAIRU à partir de l'approche structurelle et pour la manière précise de formuler et d'estimer ces modèles.
9. Les études en question comprennent Nickell et Layard (1998), Elmeskov *et al.* (1998), OCDE (1999), Nicoletti *et al.* (1999), Di Tella et MacCulloch (1998) et Daveri et Tabellini (1997).
10. Blanchard et Katz (1997) concluent d'un examen de la littérature empirique que : « les économistes sont loin d'avoir une bonne compréhension quantitative des causalités du taux naturel, que ce soit dans le temps ou entre les pays ». Pour sa part, Nickell (1998) soutient « que nous ne disposons pas d'une explication empirique satisfaisante de la structure des séries chronologiques du chômage dans l'OCDE ».
11. La mise au point de ces méthodes de calcul de la production potentielle est largement répandue. On se reportera par exemple aux techniques développées par Watson (1986) ; Beveridge et Nelson (1981) ; Hodrick et Prescott (1997). Les autres méthodes comprennent le filtre de « band pass », qui donne des résultats comparables au filtre HP ; voir Baxter et King, (1995) ; Christiano et Fitzgerald, (1999) ; le filtre médiane glissante (« running median filter ») et le filtre vaguelette (« wavelet »), Scacciavillani et Swagel, (1999).
12. Dans le cas de Watson, on suppose que les composantes tendancielles et cycliques ne sont pas corrélées, alors qu'avec le filtre de Beveridge Nelson elles sont censées l'être parfaitement. Cette dernière hypothèse n'est pas économiquement plausible.
13. Si les paramètres arbitraires sont « accordés » pour s'assurer que le chômage tendanciel qui en résulte est suffisamment lissé et peut représenter de façon crédible le NAIRU, alors les résultats peuvent cependant s'avérer utiles pour prévoir l'inflation. Ainsi, la Banque d'Angleterre (1999) conclut qu'un simple filtre HP du chômage fonctionne raisonnablement bien à cet égard.
14. Les premières tentatives pour tenir compte de changements possibles du NAIRU impliquent la prise en considération de différentes moyennes du taux de chômage pour tout l'échantillon ou de divers taux de croissance (Staiger *et al.* 1997a, Gordon, 1997, Fabiani et Mestre, 1999). Mais, elles ne donnent pas satisfaction, car il est difficile de prévoir de cette manière la prochaine rupture du NAIRU.
15. On peut dériver des intervalles de confiance pour le NAIRU, bien que quelques études seulement le fassent. Steiger *et al.* (1997a) calculent les écarts types pour les États-Unis qui sont dans une fourchette de 0.7 à 1.2. Irac (1999) utilise la méthode de Monte Carlo pour obtenir les écarts types relatifs au NAIRU français, qui vont de 0.8 à 1.7 selon la période d'échantillon.
16. Ainsi, dans l'étude de la Banque d'Angleterre (1999), il est appliqué au Royaume-Uni, dans Gruen *et al.* (1999) à l'Australie, dans Irac (1999) à la France, dans Meyler (1999) à l'Irlande, dans Appel et Jansson (1998, 1999) à la Suède, dans Rasi et Viikari (1998) à la Finlande, dans Orlani et Pichelman (2000) à l'Union européenne et dans Fabiani et Mestre (1999) à la zone euro. Un plus petit nombre d'études applique uniformément cette méthode dans un certain nombre de pays, bien que Laxton *et al.* (1999) l'emploient pour tous les pays du G7.

17. Pour estimer le NAIRU, la Banque du Canada a utilisé le filtre HPMV dans le modèle QPM et l'OCDE (1999) l'a employé pour un certain nombre de pays membres. Côté et Hostland (1994) font également état d'une technique hybride conjuguant un filtre HP et la méthode HPMV dans le but d'obtenir des estimations pour le Canada.
18. On peut également élargir la méthode pour appréhender des modèles plus complexes. Citons, entre autres, l'exemple de l'adjonction d'équations qui expliquent d'autres variables de prix (IPC, indices de prix de gros, salaires), mais en utilisant le même écart de chômage dans chaque équation. A notre connaissance, cela n'a pas encore été fait, mais on peut trouver des exemples de travaux similaires pour estimer l'inflation tendancielle dans Cecchetti (1997) ainsi que Le Bihan et Sédillot (1999). Richardson *et al.* (2000) font état des travaux préliminaires de l'OCDE du même type.
19. Cela pourrait exiger d'introduire formellement dans le modèle les anticipations d'inflation (Roberts, 1996, 1997). La Banque d'Angleterre (1999) montre qu'au Royaume-Uni la rapidité d'ajustement du chômage apparaît plus grande quand on intègre les anticipations. Toutefois, Meyer (1999) obtient pour l'Irlande une détérioration de la courbe de Phillips quand il les prend explicitement en compte. Pour l'essentiel, les travaux empiriques mentionnés n'essaient pas d'intégrer explicitement les anticipations prospectives, en raison de la difficulté d'y parvenir de la même manière dans tous les pays. Comme on le verra plus loin, les courbes de Phillips estimées pour le Canada et la Grèce font exception, en ce qu'elles tentent d'appréhender les effets des changements de règles de politique économique sur les anticipations.
20. Ainsi, Debelle et Laxton (1996) estiment nécessaire d'intégrer l'idée que les goulets d'étranglement commencent peut-être à apparaître dès que le taux de chômage tombe en dessous du NAIRU. Il s'ensuit que des augmentations supplémentaires de la demande auront des conséquences inflationnistes encore plus importantes. Ils montrent qu'en ce qui concerne le Royaume-Uni, les États-Unis et le Canada, une courbe de Phillips asymétrique de ce type s'accorde mieux aux données et apporte des estimations plus raisonnables de l'écart de chômage.
21. En pratique, on a utilisé deux méthodes de filtrage – le filtre de Kalman et le filtre multivarié Hodrick-Prescott – dans les estimations préliminaires, mais, comme l'indique Richardson *et al.* (2000), la technique du filtre de Kalman a été préférée, parce que moins restrictive et sujette à moins de distorsions concernant la sensibilité en fin de période et le caractère cyclique des estimations du NAIRU.
22. Pour les petites économies ouvertes, le déflateur du PIB pourrait s'avérer un meilleur indicateur des tensions inflationnistes, puisqu'il exclut les effets directs des variations des termes de l'échange.
23. On se reportera par exemple à Gordon (1997 et 1998), Hogan (1998), Irac (1999) et Meyer (1999).
24. On a utilisé pour la plupart des pays des tendances temporelles distinctes dans la totalité de l'échantillon et à partir du début des années quatre vingt.
25. Cela a été le cas pour la Belgique, la Finlande, l'Australie et la Suède.
26. Pour la Belgique, à l'instar de l'étude de l'OCDE intitulée *La stratégie de l'OCDE pour l'emploi* (1999), on a utilisé un taux de chômage standardisé.
27. On se reportera à Gruen *et al.* (1995) et à des études comparables du Trésor et de la Banque centrale australiens.

28. Formellement, l'équation (2b) est spécifiée en représentation espace/état comme deux équations de transition :
- $$(2b^1) U^*_t = (1 + \varphi) U^*_{t-1} - \varphi g_{t-1} + v_{2t}, \text{ et } (2b^{11}) g_t = U^*_{t-1}$$
- Les autres spécifications de l'équation de transition qui ont été testées, mais sans succès sinon dans quelques pays, ont été un processus aléatoire avec dérive stochastique et un autre avec dérive déterministe.
29. C'est un résultat commun à plusieurs applications de ce type. Stock (1999) ainsi que Stock et Watson (1999) ont montré que, quand les variances véritables des variables (non stationnaires) non observées sont réduites, les estimations par maximum de vraisemblance des variances tendent généralement vers zéro. En réalité, la technique d'estimation est « piégée » à une solution en coin et il en résulte l'absence de fluctuations dans la variable non observable. C'est pourquoi la plus grande partie de la littérature économique tend à fixer la valeur de la variance de la variable non observée ou bien, autre solution, le ratio signal/bruit. Une autre possibilité (Appel and Jansson, 1999) est d'élargir le modèle pour obtenir plus d'informations sur l'évolution des variables d'état (par exemple en ajoutant une équation supplémentaire de mesure spécifiée dans les termes de la règle d'Okun) ; mais de telles tentatives donnent quelquefois des résultats insatisfaisants.
30. La stratégie d'estimation a également été guidée par l'utilisation d'estimations comparables basées sur un autre filtre HPMV. Pour y parvenir, la méthode suivie a consisté à fixer d'abord les variances relatives du filtre HPMV selon certaines règles de jugement a priori. Après avoir obtenu des estimations satisfaisantes par le HPMV, on a choisi la variance du terme d'erreur dans les équations de transition du filtre de Kalman pour arriver à peu près au même degré de lissage, ce lissage étant jugé selon la variance du changement du NAIRU. On a choisi la première différence, de préférence au niveau du NAIRU, parce qu'il existe dans beaucoup de pays une tendance clairement haussière du NAIRU.
31. Les pays pour lesquels la technique directe de maximum de vraisemblance n'a pas fonctionné sont le Japon, l'Italie, le Danemark, la Norvège et la Suède.
32. Les expériences faites permettent de penser que le meilleur choix pour l'itération initiale du filtre de Kalman est d'imposer à l'écart de chômage un coefficient égal à la moitié de celui obtenu avec l'estimation HPMV (ceci procède de l'observation selon laquelle le coefficient de l'écart de chômage dans la courbe de Phillips avec utilisation du filtre de Kalman et estimation de maximum de vraisemblance est normalement plus bas que celui obtenu sur la base du filtre HPMV). Avec ce choix, la technique d'itération converge en principe rapidement sur celle du maximum de vraisemblance pour les pays où les estimations avec filtre de Kalman étaient disponibles.
33. Des différences de spécification ont été opérées dans quelques pays (il s'est agi surtout de spécifier le chômage et le NAIRU en termes linéaires ou logarithmiques) parce qu'elles entraînent une amélioration significative des tests de diagnostic.
34. A la suite de l'étude fructueuse de Perry (1970), les études empiriques du NAIRU aux États-Unis ont recouru fréquemment au taux de chômage corrigé des structures démographiques. Ces taux de chômage résultent d'une moyenne à pondération fixe des taux de chômage de diverses catégories démographiques ; les pondérations sont fonction de l'importance respective de chaque groupe de la population active pour une année de référence (un exemple récent est donné par Katz et Krueger, 1999). La correction démographique du taux de chômage peut être calculée comme la différence entre le taux effectif et un taux ajusté sur une base démographique. Pour la présente étude, on

a dérivé une estimation initiale du NAIRU en utilisant le taux de chômage corrigé démographiquement dans la courbe de Phillips. Toutefois, le NAIRU figurant dans les tableaux et les graphiques est directement comparable aux données publiées du taux de chômage agrégé ; c'est la somme du NAIRU de la courbe de Phillips et de la correction démographique décrite ci-dessus.

35. Pour l'Italie, on a pu estimer un NAIRU auto-régressif, mais on a préféré la spécification par processus aléatoire qui donnait une meilleure explication de l'inflation dans la courbe de Phillips.
36. On a suivi cette méthode à des fins de simplicité et de comparabilité entre pays, même dans les cas où le NAIRU du filtre de Kalman était estimé avec le maximum de vraisemblance.
37. L'inclusion de cette variable supplémentaire s'inspire de Fabiani *et al.* (1997) et a pour but d'appréhender l'effet sur le différentiel d'inflation des variations du chômage dans la Région centre-nord comparées à celles des autres régions.
38. En utilisant le filtre de Kalman, on a recouru à la méthode directe (plutôt qu'itérative) d'estimation du maximum de vraisemblance dans 16 des 21 pays où le NAIRU était estimé.
39. Pour plus de détails sur la dérivation des écarts types estimés pour les estimations du NAIRU, on se reportera à Boone (2000), et à Richardson *et al.* (2000).
40. Irac (1999) fait état d'écarts types de 0.7 à 1.2 pour la France, tandis que Laubach cite des valeurs de 0.6 et 2.0 pour les pays du G7.
41. Pour l'Espagne, il a fallu recourir à un taux d'inflation basé sur l'IPC tendanciel de préférence au déflateur de la consommation des ménages. Pour le Danemark, on a choisi un taux de chômage standardisé à la place de la définition basée sur les inscriptions au chômage ; cette dernière risquait de ne pas permettre une estimation cohérente du NAIRU en raison des récentes réformes de politique de l'emploi, qui ont entraîné la radiation d'un certain nombre de personnes ne correspondant pas à la définition standardisée du chômage. S'agissant de l'Allemagne, on a introduit une rupture claire dans les séries de NAIRU pour tenir compte des effets de la réunification (néanmoins, ce changement n'a eu pratiquement aucune influence sur le NAIRU estimé au terme de la période d'estimation).
42. Voir tableau 1 et graphique 2.
43. La Finlande et l'Irlande sont également les deux pays qui présentent les erreurs types les plus importantes relatives aux estimations du NAIRU avec le filtre de Kalman.
44. Voir par exemple Perrier (1998) et J.F. Fillion (1997).
45. Pour le Canada, l'estimation économétrique du NAIRU a également été révisée en baisse de 0.1 point en 1999 pour tenir compte de l'incidence des récentes réformes du système d'assurance chômage.
46. A la fin de l'échantillon, les pondérations de l'inflation retardée et de l'inflation de la zone euro sont de l'ordre de 85 et de 15 pour cent respectivement.
47. Depuis l'application des réformes du marché du travail, la baisse des estimations du NAIRU pour ces pays a atteint généralement jusqu'à ½ pour cent par an en moyenne pour une période de quatre à cinq ans.
48. Pour de plus amples détails sur les réformes, on se reportera à l'Étude économique la plus récente de l'OCDE sur le pays en question.

49. Pour la Suisse, le durcissement des critères d'éligibilité a entraîné un recul substantiel du chômage calculé à partir des inscriptions ; le filtre de Kalman ne peut intégrer que progressivement cet effet.
50. Les analyses antérieures ont montré l'existence d'une corrélation entre le recul du chômage structurel et le degré de mise en œuvre des recommandations de l'Étude sur l'emploi ; voir OCDE (1999).
51. Ici et dans les paragraphes suivants où l'on traite de l'utilité du NAIRU pour la politique économique, on notera qu'afin d'éviter les confusions, les termes « NAIRU » (c'est-à-dire sans qualificatif) et « NAIRU à court terme » suivent strictement les définitions données à l'encadré 1.
52. On se reportera à King (1999) pour voir comment l'appréciation de la livre sterling en 1996 et 1997 a été *grosso modo* vue de cette façon par le Comité de politique monétaire de la Banque d'Angleterre.
53. Voir Richardson *et al.* (2000) pour une description des méthodes de Monte Carlo utilisées pour calculer ces écarts types.
54. Ainsi, Brayton *et al.* (1999) suggèrent que les variations de la marge de fixation des prix au-dessus des coûts unitaires du travail sont à l'origine de la faiblesse de l'inflation aux États-Unis ces dernières années.

## Annexe

## LE CADRE THÉORIQUE

Dans les précédents travaux de l'OCDE sur les problèmes du marché du travail (voir en particulier OCDE, 1996, et OCDE, 1999), on a recouru à un cadre basé sur le système d'équations de fixation des salaires et des prix popularisé par Layard *et al.* (1991) pour pleinement illustrer comment les caractéristiques institutionnelles et les chocs macroéconomiques interagissent et influent sur le fonctionnement des marchés du travail, notamment sur le taux de chômage. En utilisant ce cadre, la présente annexe expose les fondements théoriques des concepts de NAIRU et montre que la courbe de Phillips s'accorde généralement au modèle théorique ; un modèle qui peut être interprété comme une relation de forme réduite dérivée de l'interaction de la fixation des salaires et des prix.

**Le modèle structurel (« right-to-manage »)**

Le modèle employé fait l'hypothèse d'une économie où les salaires sont négociés entre la main-d'œuvre et les entreprises, ces dernières décidant du niveau de l'emploi, de la production et des prix après la conclusion d'un accord salarial (c'est ce que l'on appelle le modèle « right-to-manage » ; voir Layard *et al.* 1991 ; Bean, 1994). Les entreprises sont censées opérer sur des marchés de concurrence imparfaite en étant confrontées à des marchés de produits, stocks de capital et à une technologie déterminés de façon exogène. Si, par souci de simplicité, on laisse de côté la croissance de la population active, ce modèle simple peut se résumer en l'utilisation de trois équations : 1) fixation des prix ; 2) fixation des salaires ; et 3) offre de main-d'œuvre.

**La fixation des prix**

L'équation de prix résume la demande totale de main-d'œuvre des entreprises comme une fonction du produit marginal (décroissant) de cette main-d'œuvre. Si le marché de produits est caractérisé par des imperfections, l'équation établit une relation entre le choix optimal pour la firme de l'emploi et des salaires réels, les prix étant fixés comme une marge au-dessus des coûts du travail :

$$p - w = a_0 + a_1 n + a_2 \Delta n - a_3 (p - p^e) - q + ZL_p + ZT_p \quad a_1, a_2, a_3 > 0 \quad (1)$$

où  $\Delta$  est l'opérateur de différence première<sup>1</sup>,  $n$ ,  $w$  et  $p$  sont respectivement les logarithmes de l'emploi, des salaires (incluant les cotisations sociales) et des prix,  $q$  est le logarithme de l'efficacité du marché du travail,  $ZL_p$  est un vecteur de variables ayant une influence « durable » sur la formation des prix des entreprises, comme les facteurs influençant la structure concurrentielle du marché ou le coût du capital. Le vecteur  $ZT_p$  représente les facteurs temporaires qui interviennent dans le processus de fixation des prix (en d'autres termes,  $ZT_p$  représente les chocs d'offre avec anticipation *ex ante* égale à zéro) comme les chocs de prix à l'importation et de prix pétroliers,  $p^e$  est le logarithme des prix anticipés.

### La fixation des salaires

On peut obtenir l'équation de salaires à partir de différents modèles micro-économiques. On fait l'hypothèse que les salaires réels sont une fonction décroissante du taux de chômage (en niveau et en variations<sup>2</sup>) et une fonction croissante des facteurs incitant à leur hausse ( $ZT_w$  et  $ZL_w$ ) et de l'efficacité du facteur travail, en tenant compte des variations de salaires non anticipées ( $w - w^e$ )<sup>3</sup>. Ainsi :

$$w - p = b_0 - b_1U - b_2\Delta U - b_3(w - w^e) + q + ZT_w + ZL_w \quad b_1, b_2, b_3 > 0 \quad (2)$$

Le vecteur  $ZL_w$  comprend des variables qui ont des effets durables ou « permanents » sur la négociation salariale. On y range les mesures en faveur des revenus des chômeurs, les indicateurs représentatifs du pouvoir relatif de négociation des syndicats et d'autres caractéristiques pertinentes du système de discussion des salaires, de même que le degré d'inadéquation entre les qualifications des demandeurs d'emploi et leur localisation géographique, d'une part, les offres d'emploi non satisfaites d'autre part. Il pourrait également tenir compte d'autres facteurs de l'offre, comme les changements de la croissance tendancielle de la productivité ou encore les impôts, puisque les employés sont susceptibles de pouvoir résister à une baisse de leur rémunération salariale réelle nette d'impôt. Le vecteur  $ZT_w$  représente des facteurs temporaires, tels que l'effet des variations des termes de l'échange, qui influent sur la négociation salariale ( $ZT_w$  représente les chocs sur l'offre avec une anticipation *ex ante* égale à zéro). Ainsi, la spécification de l'équation de fixation des salaires recouvre divers modèles théoriques, dont ceux qui sont centrés sur la mise en adéquation, les salaires d'efficience et la négociation salariale.

### L'offre de travail

Par souci de simplicité, on suppose l'offre de travail inélastique aux salaires réels. C'est une fonction du taux de chômage (effet de découragement) et d'autres facteurs jouant sur les décisions de participation ( $ZL_l$ ), y compris certains des facteurs de hausse des salaires ( $ZL_w$ )<sup>4</sup>.

$$l = c_0 - c_1U + ZL_l \quad c_1 > 0 \quad (3)$$

où  $l$  est le logarithme de la population active.

### Les différents concepts de NAIRU et l'équation de la courbe de Phillips

Le *taux de chômage d'équilibre à long terme*,  $UL^*$ , est la solution aux équations (1), (2), et (3), quand les anticipations de prix et de salaires sont réalisées [c'est-à-dire  $(w - w^e) = (p - p^e) = 0$ ], le taux de chômage est stabilisé ( $\Delta U = 0$ ), il n'y a pas de chocs temporaires sur l'offre ( $ZT_w = 0$  et  $ZT_p = 0$ ) et les facteurs durables de l'offre se sont pleinement ajustés à leurs équilibres à long terme ( $ZL_w = z_l_w$ ,  $ZL_p = z_l_p$  and  $ZL_l = z_l_l$ ) :

$$UL^* = \frac{d_0 + a_1 z_l_l + z_l_p + z_l_w}{d_1} \quad (4)$$

où  $d_0$ ,  $d_1 > 0$  sont des fonctions des paramètres  $a_s$ ,  $b_s$  et  $c_s$ . Ce taux de chômage d'équilibre à long terme, qui est fondamentalement du même type que « le taux naturel » (comme le soulignent Layard *et al.* 1991), correspond au *concept d'équilibre à long terme* évoqué dans le texte principal. Sa dépendance à  $z_l_l$ ,  $z_l_p$  et  $z_l_w$  ainsi qu'aux paramètres  $d_0$ ,  $d_1$  et  $a_1$  implique qu'il soit influencé par les principales caractéristiques institutionnels des marchés du travail et des produits.



Quand les facteurs durables de l'offre sont à leur valeur actuelle plutôt qu'à leur valeur d'équilibre à long terme, par suite de la réaction de l'économie aux chocs macroéconomiques, on peut définir le concept de NAIRU (*sans qualificatif*),  $U^*$ , mentionné dans le texte principal :

$$U^* = \frac{d_0 + a_1 ZL_t + ZL_p + ZL_w}{d_1} \quad (5)$$

La différence entre le NAIRU de long terme,  $UL^*$ , et le NAIRU,  $U^*$ , est que le premier est associé à une réalisation particulière des variables durables de chocs d'offre ( $ZL = zl$ ), qui correspond à l'état stationnaire à long terme des chocs d'offre.

On peut obtenir la courbe de Phillips, en relation avec ce concept de NAIRU,  $U^*$ , à partir des équations (1), (2), (3) et (5) comme une relation de forme réduite, en faisant l'hypothèse d'une surprise égale en matière de salaires et de prix [c'est-à-dire  $(w - w^e) = (p - p^e)$ ].

$$\Delta p - (\Delta p)^e = \Delta w - (\Delta w)^e = -\frac{d_1}{d_3}(U - U^*) - \frac{d_2}{d_3}\Delta U + \frac{1}{d_3}(ZT_w + ZT_p + a_2\Delta ZL_t) \quad (6)$$

en définissant  $\pi = \Delta p$  comme l'inflation et  $\pi^e = \Delta p^e$  comme l'anticipation d'inflation, tout en faisant l'hypothèse que les anticipations sont adaptables et dépendent des résultats d'inflation passés, on a :

$$\Delta p - (\Delta p)^e = \pi - \pi^e = \Delta\pi - \Delta\pi^e = \Delta\pi - \alpha(L)\Delta\pi_{-1} \quad (7)$$

où  $\alpha(L)$  est un opérateur polynomial de retard. En utilisant les équations (6) et (7), on obtient alors :

$$\Delta\pi = \alpha(L)\Delta\pi_{-1} - \frac{d_1}{d_3}(U - U^*) - \frac{d_2}{d_3}\Delta U + \frac{1}{d_3}(ZT_w + ZT_p + a_2\Delta ZL_t) \quad (8)$$

Cette *courbe de Phillips* est l'équation à laquelle on se réfère dans la partie conceptuelle du texte principal. C'est aussi l'équation utilisée pour estimer le NAIRU ( $U^*$ ) dans l'analyse empirique<sup>5</sup>.

On peut également employer l'équation (8) pour définir le concept de NAIRU à court terme,  $US^*$ , correspondant à la valeur du chômage qui stabilise l'inflation au cours de deux périodes constitutives. Si l'on pose  $\Delta\pi = 0$  :

$$US^* = \theta U^* + (1 - \theta)U - 1 + \frac{d_3}{(d_1 + d_2)}\alpha(L)\Delta\pi_{-1} + \frac{1}{(d_1 + d_2)}(ZT_w + ZT_p + a_2\Delta ZL_t), \quad (9)$$

$$\text{où } \theta = d_1 / (d_1 + d_2)$$

Ainsi le NAIRU à court terme peut être exprimé sous la forme d'une moyenne pondérée du chômage effectif (retardé), du NAIRU, de chocs d'offre temporaires et de retards d'inflation. De façon similaire aux résultats d'Estrella et Mishkin (1998), l'équation (8) peut dès lors être réécrite pour relier directement les changements de l'inflation et seulement à l'écart de chômage mesuré par rapport au concept de NAIRU à court terme.

$$\Delta\pi = -\frac{(d_1 + d_2)}{d_3}(U - US^*) \quad (10)$$

## Notes

1. Ici, l'opérateur de différence première apparaît comme le résultat d'une réaction retardée de l'emploi, fréquemment causée par la présence de coûts d'ajustement des intrants de main-d'œuvre (voir par exemple Lindbeck et Snower, 1998).
2. La présence de  $\Delta U$  dans le mécanisme de fixation des salaires peut être justifiée à la fois par le comportement des entreprises et des travailleurs. En retenant l'hypothèse des « initiés et non initiés », on pourrait soutenir que les salaires réels réagissent éventuellement plus à la menace de licenciements massifs et de la hausse du chômage qu'au niveau même du chômage. De même, dans un contexte de hausse du chômage, la proportion de demandeurs d'emploi à court terme (c'est-à-dire ceux qui sont le plus susceptibles d'entrer en concurrence directe avec les détenteurs d'emplois) augmente généralement et ce phénomène pourrait exercer sur les salaires un effet dépressif plus marqué que la stabilité du chômage (voir par exemple Blanchard et Summers, 1987 et Layard *et al.* 1991).
3. Les surprises en matière de salaires et de prix apparaissent sous cette forme dans les équations (1) et (2) du fait d'une agrégation. Elles résultent de l'ignorance de la valeur agrégée des variables qui sont fixées en même temps au niveau microéconomique par les travailleurs et les entreprises (voir par exemple Layard *et al.* 1991). On peut introduire de la même façon d'autres effets d'inertie (tels que l'échelonnement des contrats de salaires) sans changer les propriétés qualitatives du modèle.
4. Dans un souci de simplicité, on suppose que le vecteur  $ZL_1$  n'intègre que des facteurs qui ont une influence durable ou permanente sur la main-d'œuvre.
5. On notera que les prix et les salaires jouent un rôle analogue dans la dérivation d'une équation de courbe de Phillips de forme réduite, de telle sorte que cette équation peut être fondée a priori sur l'une ou l'autre variable.

## BIBLIOGRAPHIE

- APEL, M. et P. JANSSON (1998),  
« System estimates of potential output and the NAIRU », *Empirical Economics*, vol. 24,  
pp. 373-388.
- APEL, M. et P. JANSSON (1999),  
« A theory-consistent system approach for estimating potential output and the NAIRU »,  
*Economics Letters*, vol. 64, pp. 271-275.
- BANK OF ENGLAND (1999),  
« Economic models at the Bank of England », pp. 77-156.
- BAXTER, M. et R.G. KING (1995),  
« Measuring business cycles approximate band-pass filters for economic time series »,  
*National Bureau of Economic Research Working Papers*, n° 5022.
- BEAN, C. (1994),  
« European unemployment: a survey », *Journal of Economic Literature*, vol. XXXII, pp. 573-619.
- BEVERIDGE, S. et C.R. NELSON (1981),  
« A new approach to decomposition of economic time series into permanent and  
transitory components with particular attention to measurement of the "business  
cycle" », *Journal of Monetary Economics*, vol. 7, n° 2, pp. 151-174.
- BLANCHARD, O. et L.H. SUMMERS (1987),  
« Fiscal increasing returns, hysteresis, real wages, and unemployment », *European  
Economic Review*, vol. 31, n° 3, pp. 543-560.
- BLANCHARD, O. et L.F. KATZ (1997),  
« What we know and do not know about the natural rate of unemployment », *NBER  
Working Papers*, n° 5822.
- BLANCHARD, O. et J. WOLFERS (1999),  
« The role of shocks and institutions in the rise of European unemployment: the  
aggregate evidence », *NBER Working Papers*, n° 7282.
- BOONE, L. (2000),  
« Comparing semi-structural methods to estimate unobserved variables », *Documents de  
travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 240.
- BOONE, L., M. JUILLARD, D. LAXTON et P. N'DIAYE (2001),  
« How well do alternative time-varying parameter models of the NAIRU help policy-  
makers forecast unemployment and inflation in the OECD countries? », *IMF Working  
Paper* (en projet), février.
- BROER, P., N. DRAPER et F. HUIZINGA (1998),  
« The equilibrium rate of unemployment, an econometric analysis », *Centraal  
Planbureau, Interne Notitie*.

- BRAYTON, F., J.M. ROBERTS et J.C. WILLIAMS (1999),  
« What's happened to the Phillips curve? », *Federal Reserve Board Working Papers*, n° 1999-49 (septembre).
- CALVO, G. (1983),  
« Staggered prices in a utility maximizing framework », *Journal of Monetary Economics*, vol. 12, n° 3, pp. 383-98.
- CECCHETTI, S.G. (1997),  
« Central Bank policy rules: conceptual issues and practical considerations », NBER Working Papers No. 6306
- CHRISTIANO, L. et T. FITZGERALD (1999),  
« The band pass filter », NBER Working Papers, n° 7257.
- COTE, D. et D. HOSTLAND (1994),  
« La mesure du potentiel de production et du NAIRU en tant que variables non observées dans le cadre de systèmes », Banque du Canada, dans *Les comportements économiques et les choix de politique économique en situation de stabilité des prix*, pp. 357-411.
- COTIS, J.P., R. MEARY et N. SOBCZAK (1996),  
« Le chômage d'équilibre en France : une évaluation », *Contribution française à la session du Groupe de travail n° 1 du Comité de politique économique de l'OCDE*. Publié également dans les *Documents de travail (Working Papers) de la direction de la Prévision*, n° 96-14.
- CROMB, R. (1993),  
« A survey of recent econometric work on the NAIRU », *Journal of Economic Studies*, vol. 20, n° 1/2, pp. 27-51.
- CUTHBERSON, K., S.G. HALL et M.P. TAYLOR (1992),  
*Applied Econometric Techniques*, Harvester Wheatsheaf, UK.
- DAVERI, F. et G. TABELLINI (1997),  
« Unemployment, growth and taxation in industrial countries », *Innocenzo Gasparini Institute for Economic Research Working Papers*, n° 122.
- DEBELLE, G. et D. LAXTON (1996),  
« Is the Phillips curve really a curve? Some evidence for Canada, the United Kingdom and the United States », *IMF Working Papers*, n° 96/111.
- DI TELLA, R. et R. MACCULLOCH (1998),  
« The consequences of labour market flexibility: panel evidence based on survey data », Harvard Business School, mimeo.
- ELMESKOV, J. (1993),  
« High and persistent unemployment: assessment of the problem and its causes », *Document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 132.
- ENGLANDER, A. et C.A. LOS (1983),  
« Recovery without accelerating inflation? », Federal Reserve Bank, *Quarterly Review*, vol. 8, n° 2, pp. 19-28.
- ESTRELLA, A. et F.S. MISHKIN (1998),  
« Rethinking the role of NAIRU in monetary policy: implications of model formulation and uncertainty », NBER Working Papers, n° 6518.
- FABIANI, S. et R. MESTRE (2000),  
« Alternative measures of the NAIRU in the euro area: estimates and assessment », *European Central Bank Working Papers*, n° 17.

- FILLION, J.F. et A. LÉONARD (1997),  
« La courbe de Phillips au Canada: un examen de quelques hypothèses », *Documents de travail de la Banque du Canada*, n° 97-3.
- FORTIN, P. (1989),  
« How natural is Canada's high unemployment rate? », *European Economic Review*, vol. 58, pp. 1-17.
- FRIEDMAN, M. (1968),  
« The role of monetary policy », *American Economic Review Papers and Proceedings*, vol. 58, n° 1, pp. 1-17.
- FUHRER, J.C. (1995),  
« The Phillips curve is alive and well », *New England Economic Review*, The Federal Reserve of Boston, mars/avril, pp. 41-56.
- GIORNO, C., P. RICHARDSON, D. ROSEVEARE et P. VAN DEN NOORD (1995),  
« Estimating potential output, output gaps and structural budget balances », *Documents de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 152, pp. 167-209.
- GORDON, R.J. (1997),  
« The time-varying NAIRU and its implications for economic policy », *Journal of Economic Perspectives*, 11(1), hiver, pp. 11-32.
- GORDON, R.J. (1998),  
« Foundations of the Goldilocks economy: supply shocks and the time-varying NAIRU », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, pp. 297-346.
- GRUBB, D. (1986),  
« Topics in the OECD Phillips curve », *Economic Journal*, vol. 96, pp. 55-79.
- GRUEN, D., A. PAGAN et C. THOMPSON (1999),  
« The Phillips Curve in Australia », *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, n° 2, pp. 223-258.
- HAMILTON, J.D. (1986),  
« A standard error for the estimated state vector of a state space model », *Journal of Econometrics*, vol. 33, pp. 387-397.
- HAMILTON, J.D. (1994),  
*Time Series Analysis*, Princeton, Princeton University Press.
- HARVEY A.C. (1985),  
« Trends and cycles in macroeconomic time series », *Journal of Business and Economic Statistics*, 3, pp 216-27.
- HODRICK, R.J. et E.C. PRESCOTT (1997),  
« Post-war US business cycles : an empirical investigation », *Journal of Money, Credit and Banking*, vol. 29, n° 1, pp. 1-16.
- HOGAN, S. (1997),  
« Les conséquences sur la politique monétaire de la rigidité à la baisse des salaires nominaux », *Document de travail de la Banque du Canada*, n° 97-13.
- HOLDEN, S. et R. NYMOEN (1998),  
« Measuring structural unemployment: is there a rough and ready answer? », OCDE.
- IRAC, D. (1999),  
« Estimation d'un NAIRU variable dans le temps pour la France » Banque de France, *Atelier de la BCE sur le chômage structurel*.

- KALMAN, R.E. (1960),  
« A new approach to linear filtering and prediction problems », *Journal of Basic Engineering, Transactions ASME, Series 82*, pp. 35-45.
- KATZ, L.F. et A.B. KREUGER (1999),  
« The High Pressure US Labour Market of the 1990s », *Brookings Papers in Economic Activity*, 1 :1999, pp. 1-87.
- KING, M. (1999),  
« Monetary policy and the labour market », Bank of England, *Quarterly Bulletin*, février.
- KING, R.J., J.H. STOCK et M.W. WATSON (1995),  
« Temporary instability of the unemployment relationship », *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago*, mai/juin, pp. 2-12.
- LAXTON, D. D. ROSE et D. TONBAKIS (1998),  
« The US Phillips Curve: the case of asymmetry », *Journal of Economic Dynamics and Control*, n° 23, pp. 1459-1486.
- LAXTON, D. et R. TETLOW (1992),  
« A simple multivariate filter for the measurement of potential output », *Technical Report*, n° 59, Banque du Canada.
- LAYARD, R., S. NICKELL et R. JACKMAN (1991),  
*Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford Press.
- LAUBACH, T. (1999),  
« Measuring the NAIRU: evidence from seven economies », *Federal Reserve Bank of Kansas City Working Papers*, n° 39-13.
- LE BIHAN, H. et F. SEDILLOT (1999),  
« Une comparaison des différents indicateurs d'inflation sous-jacente », Banque de France.
- L'HORTY, Y. et C. RAULT (1999),  
« Les causes du chômage en France : une ré-estimation du modèle WS-PS », Conseil Supérieur de l'emploi, des revenus et des coûts, *Document de travail*, n° 99-01.
- LINDBECK, A. et D.J. SNOWER (1998),  
« Price dynamics and production lags », Institute for International Economic Studies, University of Stockholm.
- MANNING, A. (1993),  
« Wage bargaining and the Phillips curve: the identification and specification of aggregate wage equations », *The Economic Journal*, vol. 103, pp. 98-118.
- MEYER, A., (1999),  
« The NAIRU in a small economy: the Irish context », Bank of Ireland, *ECB Workshop on Structural Unemployment*.
- MODIGLIANI, F. et L. PAPADEMOS (1975),  
« Targets for monetary policy in the coming year », *Brookings Paper on Economic Activity*, vol. 1, pp. 141-163.
- NICKELL, S. (1998),  
« Unemployment: questions and some answers », *The Economic Journal*, vol. 108, pp. 802-816.

- NICKELL, S. et R. LAYARD (1998),  
« Labour market institutions and economic performance », The Centre of Economic Performance, London School of Economics.
- NICOLETTI, G., S. SCARPETTA et O. BAYLAUD (1999),  
« Summary indicators of product market regulation with an extension to employment protection legislation », *Document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 226.
- OCDE (1994),  
*L'étude de l'OCDE sur l'emploi : données et explications*, Paris.
- OCDE (1999),  
*La mise en œuvre de la stratégie de l'OCDE pour l'emploi. Évaluation des performances et des politiques*, Paris.
- ORLAND I., et K. PICHELMAN (2000),  
« Disentangling trend and cycle in EUR-11 unemployment series – an unobserved component modelling approach », European Commission Directorate-General for Economic and Financial Affairs, *Economic Papers*, n° 140.
- PERRIER, P. (1998),  
« Un examen de la crédibilité de la politique monétaire au Canada », *Document de travail de la Banque du Canada*, n° 98-12.
- PERRY, G. (1970),  
« Changing labour markets and inflation », *Brookings Papers in Economic Activity*, 3 :1970, 411-48.
- PHELPS, E.S. (1994),  
*Structural Slumps: The Modern Equilibrium Theory of Unemployment, Interest and Assets*, Cambridge, Harvard University Press.
- PHELPS, E.S. (1968),  
« Money, wage dynamics and labour market equilibrium », *Journal of Political Economy*, vol. 76, n° 4 (partie 2), pp. 678-711.
- RASI, C.M. et J.M. VIIKARI (1998),  
« The time-varying NAIRU and potential output in Finland », *Bank of Finland Working Papers*, n° XX/98.
- RICHARDSON, P., L. BOONE, C. GIORNO, M. MEACCI, D. RAE et D. TURNER (2000),  
« The concept, policy use and measurement of structural unemployment : estimating a time varying NAIRU across 21 OECD countries », *Document de travail du Département des affaires économiques de l'OCDE*, n° 250.
- ROBERTS, J. (1997),  
« The wage curve and the Phillips curve », Board of Governors of the Federal Reserve System.
- ROTEMBERG, J.J. (1982),  
« Sticky prices in the United States », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 6, pp. 1187-1211.
- ROWTHORN, R. (1999),  
« Unemployment, wage bargaining and capital-labour substitution », *Cambridge Journal of Economics*, vol. 23, pp. 413-425.
- SCACCIAVILLANI, F. et P. SWAGEL (1999),  
« Measures of potential output: an application to Israel », *IMF Working Papers*, n° 99/66.

- SETTERFIELD, M.A., D.V. GORDON et L. OSBERG (1992),  
« Searching for a will o'the wisp: an empirical study of the NAIRU in Canada », *European Economic Review*, n° 36, pp. 119-136.
- STAIGER, D., J.H. STOCK et M.W. WATSON (1997a),  
« How precise are estimates of the natural rate of unemployment? », dans *Reducing Inflation: Motivation and Strategy*, C.D. Romer et D.H. Romer (éd.), Chicago : University of Chicago Press.
- STOCK, J.H. (1999a),  
« Monetary policy in a changing economy: indicators, rules, and the shift towards intangible output », *IMES Discussion Paper Series*, n° 99-E-13.
- STOCK, J.H. et M.W. WATSON (1999b),  
« Forecasting inflation », *Journal of Monetary Economics*, vol. 44, pp. 293-335.
- WATSON, M.W. (1986),  
« Univariate detrending methods with stochastic trends », *Journal of Monetary Economics*, vol. 18, n° 1, pp. 49-75.