

Variables observables et inobservables dans la théorie du taux de chômage d'équilibre: une comparaison France / Etats-Unis

Eric Heyer, Frédéric Reynès, Henri Sterdyniak

► **To cite this version:**

Eric Heyer, Frédéric Reynès, Henri Sterdyniak. Variables observables et inobservables dans la théorie du taux de chômage d'équilibre: une comparaison France / Etats-Unis. 2004. <hal-01065498>

HAL Id: hal-01065498

<https://hal-sciencespo.archives-ouvertes.fr/hal-01065498>

Submitted on 18 Sep 2014

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

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

Variables observables et inobservables dans la théorie du taux de chômage d'équilibre, une comparaison France / Etats-Unis

Eric Heyer, Frédéric Reynès et Henri Sterdyniak *

*Observatoire Français des Conjonctures Economiques ***

Document de travail OFCE

N° 2004-03

Mars 2004

* Les auteurs remercient Mathieu Lemoine pour ses conseils au sujet des modèles espace-état, ainsi que les participants du séminaire interne de l'OFCE pour leurs commentaires sur une version antérieure de cet article.

** OFCE, 69, quai d'Orsay, 75007 Paris ; <http://www.ofce.sciences-po.fr> ; eric.heyer@ofce.sciences-po.fr ; frederic.reynes@ofce.sciences-po.fr ; sterdyniak@ofce.sciences-po.fr

Résumé

L'article compare deux stratégies d'estimation du taux de chômage d'équilibre (TCE). Selon l'approche réduite du TV-NAIRU, le TCE détermine directement l'inflation. Considéré comme inobservable, il suit un processus stochastique et est estimé par le filtre de Kalman à partir d'une courbe de Phillips réduite. Selon l'approche structurelle, le TCE est une pure construction théorique. Il n'est pas un déterminant direct de l'inflation mais est calculable à partir de l'observation du processus inflationniste. Ceci nécessite l'estimation d'un modèle structurel de formation des prix et des salaires.

L'application des deux méthodes aux cas français et américain met en évidence les faiblesses de l'approche TV-NAIRU standard. Sur le plan économétrique, les estimations du TCE sont peu robustes car particulièrement sensibles aux hypothèses statistiques retenues. D'un point de vue théorique, cette méthode sous-estime l'importance des chocs transitoires et fournit une représentation contestable de la nature du TCE qu'elle considère généralement comme totalement inobservable, sans tenir compte de ce qu'il dépend aussi de variables observables. Enfin, les déterminants du TV-NAIRU n'étant pas identifiés, cette approche a peu d'intérêt pour la politique économique. La prise en compte de variables exogènes comme déterminant du TV-NAIRU améliore considérablement les propriétés économétriques dans le cas français.

La conception du TCE retenue par l'approche structurelle surmonte en partie ces faiblesses. En distinguant les TCE de moyen et long terme, la méthode structurelle permet de séparer les chocs transitoires des chocs permanents. Compatible avec l'approche réduite, elle permet d'identifier certains déterminants du TCE et ainsi de réduire sa composante inobservable.

Dans le cas des Etats-Unis, les deux approches estiment le TCE aux alentours de 5 %. Pour la France, leur diagnostic est plus contrasté. L'approche structurelle retrouve le résultat de la littérature avec un TCE de 10 % en 2002 et met en évidence le rôle du ralentissement des gains de productivité dans la hausse du TCE. La méthode TV-NAIRU réduit cet effet de la productivité, et identifie les taux d'intérêt comme un déterminant important du TCE qui serait de l'ordre de 8 %.

Mots clés : taux de chômage d'équilibre, TV-NAIRU, courbe de Phillips, modèle structurel, filtre de Kalman.

Code JEL : C13, C32, E24, E31

Bien que le concept de « taux de chômage d'équilibre »¹ ait fait l'objet de nombreuses recherches depuis les travaux fondateurs de Phelps (1967, 1968) et Friedman (1968), il est encore entouré de nombreuses incertitudes. Est-il stable ou variable, unique ou multiple, observable ou inobservable, une variable ayant une existence propre ou une construction théorique abstraite ? Doit-il être relié à la stabilité de l'inflation à court, à moyen ou à long terme ? Détermine-t-il le processus inflationniste ou au contraire est-il déterminé par celui-ci ? Enfin, peut-il s'éloigner du taux de chômage effectif ? Peut-il dépendre de ce dernier ?

Dans la lignée du concept de *Non Accelerating Inflation Rate of Unemployment* (NAIRU) formalisé par Phelps (1967, 1968)², le taux de chômage d'équilibre (TCE) est celui qui assure la stabilité de l'inflation. C'est donc la cible soutenable pour le taux de chômage effectif. Le présent article confronte théoriquement et empiriquement les deux principales méthodes utilisées pour l'estimer³. Elles correspondent à deux conceptions différentes du TCE. Selon l'approche structurelle qui modélise conjointement la formation des prix et des salaires, le TCE est une construction théorique. Analysables à partir de l'observation du processus inflationniste, ses évolutions sont observables car reliées aux déterminants de l'inflation ; son calcul nécessite l'estimation du modèle structurel. La prise en compte de l'horizon temporel permet de définir plusieurs concepts de TCE. A l'opposé, selon l'approche réduite dite du *Time Varying* (TV)-NAIRU, le TCE a une existence propre. Bien qu'il soit estimé économétriquement à partir d'une équation d'inflation, en l'occurrence une courbe de Phillips réduite⁴, il détermine le processus inflationniste plutôt que le contraire. Sa dynamique,

¹ Nous utiliserons cette expression relativement neutre au lieu de celle de « taux de chômage naturel » ou de « NAIRU ».

² Dans ces deux contributions, Phelps emploie les termes de « sentier temporel optimal du taux de chômage » et de « taux de chômage d'équilibre », mais il y énonce pour la première fois la définition et les fondements théoriques du concept de NAIRU : « The quantity u^* measures the "equilibrium" unemployment ratio, for it is the unemployment rate at which the actual rate of inflation equals the expected rate of inflation so that the expected inflation remains unchanged. [...] The rate of inflation will continue to increase as long as the unemployment ratio is smaller than u^* [...]. » (Phelps, 1967, p. 255).

³ Les méthodes purement statistiques d'extraction de tendances du taux de chômage ne seront pas considérées ici. Supposant *a priori* que le TCE ne peut pas s'éloigner durablement du taux de chômage effectif, elles présentent un intérêt théorique et empirique limité. Pour une revue critique de littérature, voir Le Bihan et Sterdyniak (1997), Sterdyniak *et alii* (1997), ou Richardson *et alii* (2000).

⁴ Comme dans l'article de Phillips (1958), le terme de *courbe de Phillips* fait référence à une relation négative entre le taux de croissance des salaires nominaux et le taux de chômage. Les spécifications qui, à la suite de l'article précurseur de Fisher (1926) et plus récemment du diagramme de Samuelson et Solow (1960), relient directement l'inflation et le taux de chômage sont qualifiées de *courbe de Phillips réduite*. Sous forme réduite ou non, il est fait référence à la courbe de Phillips « augmentée » qui, à la suite de Phelps (1967, 1968) et Friedman (1968), prend en compte les anticipations d'inflation.

considérée comme inobservable, est spécifiée selon une loi statistique et est estimée par une méthode économétrique à coefficients variables.

L'approche réduite présente certains avantages par rapport à la méthode structurelle. Introduisant la notion de variable inobservable dans la théorie du TCE, elle en donne des estimations en relation directe avec l'inflation. Plus facile à mettre en œuvre, elle permet d'obtenir plus rapidement des indicateurs cohérents dans l'espace et dans le temps. De plus, dans le cas de la France et des Etats-Unis, elle fournit souvent des estimations proches de celles de la méthode structurelle ; il est donc tentant de la privilégier. Cependant, elle comporte de sérieuses faiblesses. Sur le plan économétrique, les estimations du TCE sont peu robustes car particulièrement sensibles aux hypothèses statistiques retenues. D'un point de vue théorique, elle néglige l'importance des chocs transitoires et fournit une représentation contestable de la nature du TCE qu'elle considère généralement comme totalement inobservable, sans tenir compte de ce qu'il dépend aussi de variables observables. Enfin, les déterminants du TCE étant rarement identifiés, l'intérêt pour la politique économique de la méthode TV-NAIRU est limité puisqu'elle ne permet ni de comprendre les évolutions passées du TCE, ni de prévoir ses évolutions futures, ni de formuler des recommandations pour abaisser son niveau.

Au contraire, considérant le TCE comme une construction théorique, l'approche structurelle permet de distinguer les concepts de TCE de moyen et long terme, et ainsi de séparer les chocs transitoires des chocs permanents. Compatible avec l'approche réduite, elle présente l'avantage d'identifier certains déterminants du TCE et ainsi de réduire sa composante inobservable.

La première partie est consacrée à la théorie du TCE. Elle présente le modèle structurel et le reformule comme une courbe de Phillips réduite. Elle montre que les faiblesses théoriques de l'approche TV-NAIRU peuvent être en partie surmontées en séparant les composantes de moyen et long terme, observable et inobservable du TCE. Elle définit le concept de TCE de moyen terme qui permet de dépasser les limites du TCE de court terme. Après avoir précisé les notions d'observable et d'inobservable dans la théorie du TCE, il apparaît préférable de considérer ce dernier comme une construction théorique plutôt qu'une variable inobservable.

La deuxième partie présente les modèles TV-NAIRU et structurels estimés pour la France et les Etats-Unis. La troisième expose les résultats de l'estimation par la méthode structurelle. Elle permet, d'une part, de donner une explication économiquement cohérente des différentes

évolutions du TCE entre les deux pays, et d'autre part, de mesurer l'impact des chocs permanents et transitoires ainsi que la part de l'inobservable du TCE.

Enfin, la quatrième partie porte sur les estimations de TV-NAIRU par le filtre de Kalman. Si cette l'approche fournit des résultats stables et cohérents avec la méthode structurelle dans le cas des Etats-Unis, il n'en va pas de même pour la France. Dans un premier temps, les faiblesses statistiques de la méthode sont mises en évidence. Dans un deuxième, nous montrons que la prise en compte de variables exogènes comme déterminants du TV-NAIRU améliore les performances économétriques et explicatives du modèle.

I- La théorie du taux de chômage d'équilibre

Dans la littérature, plusieurs spécifications du modèle structurel de formation des prix et des salaires coexistent en particulier depuis le développement de la controverse opposant les partisans de la courbe de Phillips à ceux de la courbe WS en niveau (par exemple, Layard *et alii*, 1991 ; Blanchflower et Oswald, 1994 ; Blanchard et Katz, 1999 ; L'Horty et Thibault, 1997, 1998 ; Sterdyniak *et alii*, 1997 ; Chagny *et alii*, 2002). Notre préférence s'est portée sur la courbe de Phillips pour trois raisons. D'un point de vue théorique, elle rend compte de l'asymétrie existante entre la formation des prix et des salaires, où seules les entreprises ont un objectif de part des salaires dans la valeur ajoutée (Debonneuil et Sterdyniak, 1984 ; Chagny *et alii*, 2002). D'un point de vue mathématique, elle constitue un modèle plus général que la courbe WS (Reynès, 2003). Enfin, à la différence de la courbe WS, sa compatibilité avec la courbe de Phillips réduite ne nécessite pas d'hypothèse particulière relative à la forme des anticipations ou à la dynamique d'ajustement (voir encadré 1.1).

A la différence du modèle de Layard *et alii* (1991), la spécification générale de la courbe de Phillips ne postule pas *a priori* une indexation unitaire des salaires sur les prix et la productivité⁵ :

⁵ Les variables écrites en majuscule sont spécifiées en niveau, celles en minuscule sous forme logarithme. Un T en exposant renvoie aux valeurs tendanciennes. L'indice t correspond au temps. Tous les coefficients sont positifs et de long terme. L étant l'opérateur de retard, les variables retardées sont prises en compte par des moyennes pondérées dont les pondérations sont estimées : $\bar{x}_t = \sum_{i=0}^n \varphi_i L^i x_t$ où $\sum_{i=0}^n \varphi_i = 1$. Les variables différenciées sont écrites : $\dot{x}_t = (1-L)x_t$. La moyenne sur h périodes de la variable x est notée $\bar{x}_t = \bar{x}_{t,h} = \frac{1}{h} \sum_{i=t+1}^{t+h} x_i$. Enfin, ε_{it} est le résidu de l'équation i supposé suivre une loi normale $N(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$.

$$(1) \quad \dot{w}_t = Z + a\hat{p}_{Ct} - bU_t - b_2\dot{U}_t + d\hat{\pi}_t + \varepsilon_{\dot{w}t}$$

Où W est le salaire nominal horaire dans le secteur marchand, P_C le prix de consommation, U le taux de chômage, Π la productivité du travail horaire dans le secteur marchand et Z un coefficient reflétant les pressions salariales.

1.1. De la courbe WS à la courbe de Phillips réduite

Les démonstrations de la compatibilité du modèle WS/PS avec la courbe de Phillips réduite nécessitent généralement des hypothèses particulières relatives aux anticipations et à la dynamique d'ajustement. Le modèle de Layard *et alii* (1991) s'écrit :

$$w_t = p_t + \pi_t + m_{w_t} - bU_t + \beta(p_t^a - p_t) \quad \text{WS}$$

$$p_t = w_t - \pi_t + m_{p_t} + \alpha(w_t^a - w_t) \quad \text{PS}$$

Où W , P , Π , U , M_W et M_P sont respectivement le salaire nominal, le prix, la productivité du travail, le taux de chômage et les taux de marge des salariés et des entreprises. Le a en exposant renvoie aux valeurs anticipées.

Le TCE de long terme s'écrit : $U_{LT} = (m_{w_t} + m_{p_t})/b$

Selon Layard *et alii* (1991), la prise en compte des erreurs d'anticipation permet le passage d'un long terme WS/PS à un court terme sous forme de courbe de Phillips réduite. Après réarrangement, le modèle peut être réécrit comme une fonction d'offre à la Lucas (1972) :

$$U_t - U_{LT} = (\alpha(p_t^a - p_t) + \beta(w_t^a - w_t))/b$$

En supposant l'égalité entre les erreurs d'anticipation sur les prix et les salaires, et comme, par définition $p_t^a - p_t = \dot{p}_t^a - \dot{p}_t$, on déduit la courbe de Phillips réduite :

$$\dot{p}_t = \dot{p}_t^a - b'(U_t - U_{LT}) \quad \text{avec } b' = b/(\alpha + \beta).$$

Cette démonstration repose sur l'hypothèse forte que la dynamique d'ajustement est identique pour les prix et les salaires. Or, empiriquement, les prix s'ajustent plus lentement que les salaires. Elle assimile la hausse de l'inflation avec l'écart entre l'inflation réalisée et l'inflation anticipée, ce qui ne va pas de soi.

Chez Roberts (1997), ce sont les délais d'ajustement des prix et des salaires qui permettent de passer de la courbe WS à la courbe de Phillips réduite. Postulant un modèle à contrats échelonnés sur deux périodes, il reformule le modèle WS/PS précédent :

$$w_t = (p_t + p_{t+1}^a)/2 + \pi_t + m_{w_t} - bU_t \quad \text{WS}$$

$$p_t = ((w_t - \pi_t + m_{p_t}) + (w_{t-1} - \pi_{t-1} + m_{p_{t-1}}))/2 \quad \text{PS}$$

Le modèle peut alors être réécrit comme une courbe de Phillips réduite :

$$\dot{p}_t = (\dot{p}_{t+1}^a + \dot{p}_t^a)/2 - b((U_t - U_{ELTt}) + (U_{t-1} - U_{ELTt-1})) \quad \text{avec } U_{LT} = (m_{w_t} + m_{p_t})/b$$

Mais l'hypothèse relative aux anticipations des entreprises est irréaliste : au cours de la négociation salariale, elles considéreraient les prix futurs anticipés alors que pour la formation de leurs prix, elles prendraient en compte les coûts salariaux passés.

En plus du niveau, on considère souvent que la variation du taux de chômage peut intervenir dans la courbe de Phillips. Un premier argument, qui remonte à Phillips (1958) et Lipsey (1960), est que la formation des salaires au niveau des entreprises peut être influencée par le niveau de l'emploi, mais aussi par son évolution. Un deuxième repose sur la théorie de l'hystérèse (Blanchard et Summers, 1986 ; Lindbeck, 1993 ; Lindbeck et Snower, 1993) selon laquelle une partie des chômeurs, les chômeurs de longue durée, ne pèsent plus sur la formation des salaires ⁶.

Les prix de consommation sont spécifiés comme une moyenne pondérée du prix des importations et du prix de valeur ajoutée :

$$(2) \quad \dot{p}_{Ct} = n\dot{p}_{Mt} + (1-n)\dot{p}_{Vt} + \varepsilon_{\dot{p}_{Ct}}$$

Cette relation étant quasi comptable, le coefficient n correspond à la part des importations dans la consommation.

Les entreprises déterminent le prix de valeur ajoutée par maximisation de leur profit dans un environnement concurrentiel imparfait. Elles ont un objectif de prix désiré (P_V^d) en niveau correspondant à un objectif de taux de marge désiré (M^d) sur leurs coûts unitaires du travail (C_U) (par exemple, Debonneuil et Sterdyniak, 1984) ⁷ :

$$(3) \quad p_{Vt}^d = c_{Ut} + m_t^d, \text{ avec } c_{Ut} = w_t + t_{Ct} - \pi_t$$

Où P_V est le prix de valeur ajoutée dans le secteur marchand et t_C le taux de cotisations sociales employeurs.

Le prix s'ajustant progressivement à son niveau désiré, les variations du prix de valeur ajoutée sont spécifiées comme une fonction positive de celles du prix désiré et négative de l'écart entre les prix effectif et désiré passés, c'est-à-dire entre les taux de marge effectif (M) et désiré passés. Elles sont aussi susceptibles de dépendre des variations passées, si les entreprises incorporent un taux d'inflation tendanciel dans la formation de leur prix :

$$(4) \quad \dot{p}_{Vt} = \lambda \dot{c}_{Ut} + \lambda' \dot{m}_t^d - \mu(m_{t-1} - m_{t-1}^d) + \nu \dot{p}_{Vt-1} + \varepsilon_{\dot{p}_{Vt}}, \text{ avec } m_t = p_{Vt} - c_{Ut}$$

Le taux de marge désiré dépend des tensions sur les marchés, donc du taux d'utilisation des capacités de production (T_{UC}) :

$$(5) \quad m_t^d = \psi_0 + \psi_1 T_{UCt}$$

⁶ Certains auteurs contestent le terme d'hystérèse pour décrire ces phénomènes. Voir Cross (1995) ou Amable *et alii* (1995).

⁷ Dans une autre spécification possible, les entreprises ne tiennent pas seulement compte de leurs coûts de court terme mais fixent leur prix sur la base des coûts de moyen terme, incluant donc le coût du capital (C_K) :

$$p_{Vt}^d = \alpha c_{Ut} + (1-\alpha)c_{Kt} + m_t^d.$$

Compte tenu de la lenteur d'ajustement des prix, le modèle n'est pas nécessairement super-neutre : à long terme, le taux de marge peut dépendre négativement de l'inflation. La super-neutralité s'obtient si $\lambda + \nu = 1$.

Le modèle structurel composé des équations (1), (2), (4) et (5) peut être réécrit sous forme d'une courbe de Phillips réduite⁸ :

$$(6) \quad \ddot{p}_{Ct} = (Z_{LTt}^T + Z_{MTt} + Ajust_t + \varepsilon_{\dot{p}_{Ct}} - bU_t - b_1\dot{U}_t) / (a + (1 - \lambda - \nu) / \mu)$$

La dynamique inflationniste est caractérisée par des déterminants de long terme (Z_{LT}) et de moyen terme (Z_{MT}) :

$$(7) \quad Z_{LTt} = Z - (1 - a)\dot{p}_{Ct} - (1 - d)\dot{\pi}_t$$

$$(8) \quad Z_{MTt} = n(\dot{p}_{Mt} - \dot{p}_{Vt}) + \dot{c}_{Ct} + \dot{m}_t^d + \lambda' / \mu \cdot \dot{m}_{t+1}^d$$

Alors qu'à long terme, tous les prix croissent au rythme des coûts, que les chocs permanents ont atteint leur niveau tendanciel et que les processus d'indexation sont réalisés, l'influence à moyen terme des délais d'ajustement sur l'inflation s'écrit :

$$(9) \quad Ajust_t = (\nu(\dot{p}_{Vt} - \dot{p}_{Ct}) + \lambda(\ddot{c}_{U_{t+1}} - \ddot{p}_{Ct}) - (\ddot{p}_{V_{t+1}} - \ddot{p}_{Ct})) / \mu \\ + (Z_{LTt} - Z_{LTt}^T) + a(\hat{p}_{Ct} - \hat{p}_{C_{t-1}}) + d(\hat{\pi}_t - \hat{\pi}_t)$$

Enfin, la prédiction exacte de l'inflation nécessite de tenir compte de l'information contenue dans les résidus des estimations économétriques :

$$(10) \quad \varepsilon_{\dot{p}_{Ct}} = \varepsilon_{\dot{w}_t} + \varepsilon_{\dot{p}_{Ct}} + \dot{\varepsilon}_{\dot{p}_{V_{t+1}}} / \mu$$

I-1- Les TCE de moyen et long terme

Le TCE de long terme (TCE_{LT} , U_{LT}) est le niveau du taux de chômage qui garantit la stabilité de l'inflation à long terme. Selon l'équation (6), il dépend positivement des pressions salariales et négativement des gains de productivité tendanciels et de l'inflation si les indexations des salaires sur les prix et la productivité ne sont pas unitaires :

$$(11) \quad U_{LTt} = (Z - (1 - a)\dot{p}_{Ct}^T - (1 - d)\dot{\pi}_t^T) / b$$

Comme ce concept ne tient pas compte des chocs transitoires, certaines études définissent le TCE de court terme comme le taux « qui stabilise l'inflation sur deux périodes consécutives » (Richardson *et alii*, 2000, p. 35). Ce concept présente trois inconvénients. Il dépend de la longueur de la période. Il est difficile à interpréter car il est très volatile. Enfin, il est d'une utilité très limitée pour les autorités économiques puisqu'il n'est pas question de

⁸ A notre connaissance, Perry (1964) est la première étude à proposer une démonstration explicite permettant le passage de la Courbe de Phillips à sa forme réduite.

faire varier fortement le taux de chômage pour stabiliser immédiatement les chocs inflationnistes.

Il est pourtant nécessaire d'avoir un concept pour mesurer l'impact des chocs temporaires sur le TCE. A la suite à un tel choc, l'inflation s'installe durablement à un niveau plus élevé (équation (6) ; voir aussi l'annexe C). Le retour au niveau initial d'inflation nécessite une augmentation temporaire du taux de chômage. Les autorités monétaires ayant un objectif de niveau d'inflation à moyen terme, il leur serait utile de connaître les trajectoires du taux de chômage permettant de l'atteindre. Cela nécessite de définir un concept plus général que le TCE de court terme que nous appellerons le TCE de moyen terme (TCE_{MT}) qui garantisse la stabilité de l'inflation non pas à chaque période mais à moyen terme. D'un point de vue formel, il correspond aux trajectoires du taux de chômage garantissant la stabilité de l'inflation entre deux dates. Par convention, nous retenons les dates t et $t + h$, où h représente l'horizon de moyen terme ⁹.

L'équation (6) peut être formulée en moyenne :

$$(12) \quad \bar{p}_{Ct} = (\bar{Z}_{LTt} + \bar{Z}_{MTt} + \overline{Ajust}_t + \bar{\varepsilon}_{\dot{p}_{Ct}} - b\bar{U}_t - b_2\bar{U}_t) / (a + (1 - \lambda - \nu) / \mu)$$

Le TCE_{MT} s'obtient en posant $\bar{p}_{Ct} = (\dot{p}_{Ct+h} - \dot{p}_{Ct}) / h = 0$. En combinant (11) reformulée en moyenne et (12), il s'écrit :

$$(13) \quad \bar{U}_{MTt} = \bar{U}_{LTt} + (\bar{Z}_{MTt} + \overline{Ajust}_t + \bar{\varepsilon}_{\dot{p}_{Ct}} + b_2(\bar{U}_{t-1} - \bar{U}_{LTt})) / (b + b_2)$$

Le TCE_{MT} s'écarte temporairement de son niveau de long terme en cas de chocs transitoires et en cas de chocs inobservables pris en compte par les résidus des équations. Il en est de même quand le taux de chômage diffère du TCE_{LT} , si la variation du taux de chômage influence le taux de croissance des salaires. Dans ce cas, le TCE dépend du taux de chômage effectif du fait d'une contrainte sur la vitesse du retour à l'équilibre. Plus b_2 est grand relativement à b , plus les trajectoires non inflationnistes vers l'équilibre de long terme seront longues. Pour $h = 1$, le TCE_{MT} n'est autre que le TCE de court terme.

En introduisant (13) dans (12), la courbe de Phillips réduite peut être reformulée de façon à mettre en évidence une relation négative entre les variations de l'inflation et l'écart entre le taux de chômage et le TCE_{MT} :

$$(14) \quad \bar{p}_{Ct} = -(b + b_2)(\bar{U}_t - \bar{U}_{MTt}) / (a + (1 - \lambda - \nu) / \mu)$$

⁹ Estrella et Mishkin (2000) proposent aussi de considérer l'horizon de moyen terme plutôt que celui de court terme. Ils estiment une courbe de Phillips réduite proche de (6) où la variable explicative est la variation de l'inflation entre les dates t et $t + h$. Cette manipulation purement *ad hoc* débouche sur un concept de TCE de moyen terme aux fondements théoriques flous très largement lié aux évolutions du taux de chômage effectif.

L'inversion de cette équation donne une mesure du *ratio de sacrifice* (*RS*). Souvent défini comme le coût en termes de PIB d'une politique de désinflation, ce terme correspond ici à son coût en termes de taux de chômage (voir par exemple, Gordon et King, 1982 ; Ball, 1994 ou Turner et Seghezza, 1999) :

$$(15) \quad RS = \bar{U}_t - \bar{U}_{MTt} = -\bar{p}_{Ct} (a + (1 - \lambda - \nu) / \mu) / (b + b_2)$$

Il est d'autant plus élevé que la sensibilité des salaires au taux de chômage est faible, que l'indexation des salaires sur les prix est forte et que l'ajustement des prix est lent. L'annexe C présente une application numérique illustrant les concepts de TCE_{LT} , de TCE_{MT} et de ratio de sacrifice.

I-2- Variable inobservable ou construction théorique ?

L'équation (6) peut aussi s'écrire sous la forme du « modèle du triangle » de Gordon (1977, 1997) selon lequel l'inflation dépend de l'inflation passée, de l'écart du taux de chômage au TCE_{LT} et de chocs temporaires¹⁰ :

$$(16) \quad \dot{p}_{Ct} = \dot{p}_{Ct-1} - B(U_t - U_{LTt}) + Z'_{MTt}, \text{ où } B = b / (a + (1 - \lambda - \nu) / \mu) \text{ et}$$

$$Z'_{MTt} = (Z_{MTt} + Ajust_t - b_1 \dot{U}_t + \varepsilon_{\dot{p}_{Ct}}) / (a + (1 - \lambda - \nu) / \mu)$$

Cette équation donne lieu à deux interprétations. Selon l'approche TV-NAIRU, le TCE est une variable inobservable du modèle d'inflation (16). Déterminé de manière exogène à ce dernier, il est estimé simultanément avec la courbe de Phillips réduite (16) par un filtre de Kalman et suit un processus stochastique dont une forme générale peut s'écrire¹¹ :

$$(17) \quad U_{LTt} = \alpha(L)U_{LTt-1} + c + \rho_t + \beta(L)U_t + \gamma(L)Z''_{MTt} + \gamma'(L)Z''_{LTt} + \varepsilon_{U_{LTt}}$$

Où c est une constante, ρ une tendance, Z''_{MT} et Z''_{LT} des variables exogènes respectivement de moyenne nulle et non nulle.

Au contraire, dans l'approche structurelle, le TCE est une construction théorique sans existence propre. Ce n'est pas une variable du modèle d'inflation (16) puisqu'il est une reformulation algébrique de ce même modèle pour certaines trajectoires des variables endogènes et exogènes : stabilité de l'inflation et chocs permanents à leur niveau de long terme. Il ne peut donc pas être déterminé en dehors de l'équation (16). Cette dernière étant

¹⁰ Alors que Gordon (1977, 1997) fait exclusivement référence à des chocs d'offre, la terminologie de chocs temporaires est théoriquement et empiriquement préférable car elle est moins restrictive (voir l'annexe D).

¹¹ Dans la littérature TV-NAIRU, plusieurs variantes de (16) et (17) sont rencontrées, de même que d'autres méthodes que le filtre de Kalman sont utilisées (annexe E).

elle-même une réécriture mathématique du modèle structurel de formation des prix et des salaires, l'estimation du TCE nécessite celle du modèle structurel.

L'approche TV-NAIRU est insatisfaisante sur plusieurs points. D'abord, elle ne permet pas de définir le concept de TCE_{MT} , ce qui rend difficile la mesure de l'impact des chocs transitoires sur le TCE. Dans la littérature, la spécification du TV-NAIRU est généralement une version contrainte de l'équation (17). En particulier, conformément à son caractère supposé inobservable, de nombreuses études ne le font pas dépendre de variables exogènes (tableau 1.2). Se pose alors la question de la spécification du processus stochastique que le TV-NAIRU est censé suivre. La plupart des travaux éludent cette difficulté en imposant une dynamique *ad hoc*. Suivant les études fondatrices de l'approche TV-NAIRU (King *et alii*, 1995 ; Gordon, 1997) sur les Etats-Unis, l'hypothèse de marche aléatoire est souvent retenue (équation (18)). Un tel processus, caractérisé par une absence d'espérance fixe et une variance croissante au cours du temps, représente d'un point de vue statistique des phénomènes instables et persistants suite à un choc. Il apparaît donc peu pertinent dans le cas américain où le taux de chômage est stationnaire et où les TV-NAIRU estimés sont relativement stables¹².

¹² Par exemple, entre 1955 et 1995, les TV-NAIRU estimés par Gordon (1997) et Staiger *et alii* (1996) fluctuent respectivement entre 5 et 6,5 % et entre 6 et 7 %. Chez Richardson *et alii* (2000), entre 1962 et 1999, il ne s'écarte du niveau de 6 % que de 0,2 point.

1.2. Spécification du TV-NAIRU sans variable exogène

Versions contraintes de (17)	Auteurs/Contraintes
(18) $U_{Lti} = U_{Lti-1} + \varepsilon_{U_{Lti}}$ – hypothèse de marche aléatoire – si $\sigma_{\varepsilon_{U_{Lti}}}^2 = 0$, le TCE est constant	Gordon (1997) King <i>et alii</i> (1995) $\alpha(L) = 1, c = 0, \rho_t = 0,$ $\beta(L) = 0, \gamma(L) = 0$ et $\gamma'(L) = 0$
(19) $U_{Lti} = U_{Lti-1} + \varepsilon_{U_{Lti}}$ Où $\varepsilon_{U_{Lti}} = \theta\varepsilon_{U_{Lti}} + \varepsilon'_{U_{Lti}}$ – θ est estimé à 0.7	Irac (2000) Idem Gordon (1997), mais abandon de l'hypothèse de bruit blanc
(20) $\dot{U}_{Lti} = \alpha\dot{U}_{Lti-1} + \varepsilon_{U_{Lti}}$	Richardson <i>et alii</i> (2000) $\alpha(L) = 1 + \alpha(1-L), c = 0, \rho_t = 0,$ $\beta(L) = 0, \gamma(L) = 0$ et $\gamma'(L) = 0$
(21) $U_{Lti} = U_{Lti-1} + \rho_t + \varepsilon_{U_{Lti}}$ Où $\rho_t = \rho_{t-1} + \varepsilon_{\rho_t}$ – si $\sigma_{\rho}^2 = 0$: tendance est déterministe	Laubach (2001) $\alpha(L) = 1, c = 0, \beta(L) = 0,$ $\gamma(L) = 0$ et $\gamma'(L) = 0$ ρ_t : tendance stochastique
(22) $U_{Lti} = \rho_T - \rho_L K_T \left(1 - e^{-\rho_L(t-T)^2}\right)$ $\quad - \rho_R R_T \left(1 - e^{-\rho_R(t-T)^2}\right)$ T : date où le TCE est maximum Pour $1 \leq t \leq T, K_T = 1$ et $R_T = 0$ Pour $t > T, K_T = 0$ et $R_T = 1$	Douven (2002) $\alpha(L) = 1, c = 0, \beta(L) = 0,$ $\gamma(L) = 0$ et $\gamma'(L) = 0$ ρ_t : fonction de densité asymétrique

Une spécification purement stochastique du TV-NAIRU ne permet pas d'expliquer ses fluctuations. D'ailleurs, la majorité des études ne tente pas de prévoir ses évolutions futures. Leurs auteurs renoncent alors à formuler des recommandations de politique économique pour abaisser le niveau du TCE. Les rares travaux qui cherchent à comprendre les mouvements du TV-NAIRU souffrent d'une certaine contradiction puisqu'ils interprètent l'inobservable par des phénomènes observables¹³. Cette démarche est empiriquement critiquable car elle est réalisée *a posteriori* : l'évolution estimée du TV-NAIRU est mise en relation avec une ou plusieurs variables observables ayant une évolution similaire, alors qu'il aurait été préférable de tester directement l'impact de ces variables sur le TV-NAIRU. C'est ce que font des études

¹³ A notre connaissance, seules trois études retenant une spécification purement stochastique tentent d'expliquer les évolutions du TV-NAIRU. Pour les Etats-Unis, Gordon (1997) les explique par des modifications du niveau de concurrence sur les marchés des biens ou du travail : baisse du pouvoir des syndicats, accroissement de la compétition internationale. Dans Gordon (1998), la baisse du TV-NAIRU dans les années 1990 proviendrait du fort ralentissement des prix des ordinateurs et des soins médicaux et d'un changement intervenu dans la mesure de l'inflation. Pour la France, Irac (2000) met en avant la hausse des prélèvements obligatoires et des modifications de la structure de la population active : baisse de la part des jeunes, augmentations de la part des femmes et des chômeurs de longue durée.

récentes en cherchant à faire dépendre le TV-NAIRU de variables exogènes (tableau 1.3). Mais alors, il n'est guère justifiable de le considérer comme une variable parfaitement inobservable.

1.3. Spécification du TV-NAIRU avec variables exogènes

Versions contraintes de (17)	Auteurs/Contraintes
(23) $U_{LTt} = c + \rho.t + \gamma'(L)Z_{LTt}''$ Z_{LTt}'' : taux d'intérêt réel, prélèvements obligatoires, taux de croissance tendanciel du PIB	Mc Morrow et Roeger (2000) $\alpha(L) = 0$, $\beta(L) = 0$ et $\gamma(L) = 0$ ρ_t : tendance déterministe
(24) $\dot{U}_{LTt} = \beta\dot{U}_t + \gamma(L)Z_{MTt}'' + \varepsilon_{U_{LT}t}$ Z_{MT}'' : variations des gains de productivité et des taux d'intérêt de long terme, rapport du salaire minimum au salaire moyen	Heyer et Timbeau (2002) $\alpha(L) = 1$, $c = 0$, $\rho_t = 0$, $\beta(L) = \beta(1-L)$ et $\gamma'(L) = 0$
(25) $\dot{U}_{LTt} = \rho_t + \gamma(L)Z_{MTt}'' + \varepsilon_{U_{LT}t}$ Z_{MT}'' : variations des gains de productivité et des taux d'intérêt de court terme	Logeay et Tober (2003) $\alpha(L) = 1$, $c = 0$, $\beta(L) = 0$, $\beta(L) = \beta(1-L)$ et $\gamma'(L) = 0$
(26) $\dot{U}_{LTt} = \gamma(L)Z_{MTt}'' + \varepsilon_{U_{LT}t}$ Z_{MT}'' : variation des gains de productivité tendanciels	Slacalek (2003) $\alpha(L) = 1$, $c = 0$, $\rho_t = 0$, $\beta(L) = 0$ et $\gamma'(L) = 0$

Les incohérences de l'approche TV-NAIRU sont imputables à une représentation contestable de l'inobservable déconnectée de sa signification économétrique. Tout modèle économétrique se compose d'une partie observable et d'une partie inobservable. L'observable correspond aux variables du modèle et sert à estimer l'inobservable, c'est-à-dire la relation entre ces variables (les coefficients). Si le modèle est linéaire, la procédure d'estimation porte sur l'équation :

$$(27) \quad Y_t = QX_t + \varepsilon_{Yt}$$

Où Y est le vecteur de la variable observable à expliquer, X la matrice des vecteurs des variables observables explicatives, Q le vecteur des coefficients à estimer et ε_{Yt} le vecteur des erreurs de mesures ou *bruit*.

La méthode des Moindres Carrés Ordinaires (MCO) estime conjointement les coefficients (Q) et ε_{Yt} , les deux composantes inobservables du modèle. Les coefficients, qui traduisent des comportements économiques, sont supposés stables au cours du temps. Les modèles à coefficients variables ¹⁴ relâchent l'hypothèse de stabilité de la composante inobservable Q :

¹⁴ Nous préférons cette terminologie à celle de « modèle à composante inobservable » qui prête à confusion et amène certains auteurs à considérer *a priori* le TCE comme une variable.

$$(28) \quad Q_t = A Q_{t-1} + G Z_t + \varepsilon_{Q_t}$$

Où Z est la matrice composée des vecteurs des variables exogènes, A et G deux matrices déterministes et ε_{Q_t} le vecteur des innovations ou *signal*.

Selon la terminologie économétrique, les équations (27) et (28), dites respectivement de *mesure* et de *transition*, constituent un modèle espace-état qui peut être estimé par le filtre de Kalman¹⁵. Elles correspondent respectivement aux équations (16) et (17) utilisées pour estimer le TV-NAIRU. Les coefficients variables (Q), qualifiés de *variables d'état*, sont susceptibles de dépendre de variables observables et inobservables. Leurs fluctuations sont liées à la valeur du *ratio signal/bruit* qui correspond à la variance des erreurs de l'équation de transition relativement à celles de l'équation de mesure ($\sigma_{\varepsilon_{Q_t}}^2 / \sigma_{\varepsilon_{Y_t}}^2$). Plus ce ratio est élevé, plus le coefficient aléatoire est volatile. La procédure du filtre de Kalman permet soit de l'estimer soit de l'imposer.

Aux vues de ces considérations, le TV-NAIRU apparaît plus comme une construction mathématique qu'une variable inobservable. En effet, il est le rapport entre deux coefficients de l'équation (16) : en l'occurrence, la « constante » (qui varie¹⁶) divisée par B . Il pourrait aussi dépendre de variables ayant un effet permanent sur l'inflation (équation (6)). La « constante » traduit les pressions inflationnistes autonomes alors que B mesure la sensibilité de l'inflation au taux de chômage. Le TV-NAIRU sera d'autant plus élevé que la « constante » l'est et que B est faible. Alors que le filtre de Kalman permet de tester les variations de ces coefficients au cours du temps, l'approche TV-NAIRU impose généralement la stabilité de B , postulant ainsi arbitrairement la stabilité ou l'instabilité de l'inobservable.

En conséquence, que l'on adopte l'approche TV-NAIRU ou structurelle, le concept de TCE est une construction théorique et non une variable ayant une existence propre. Garantissant la stabilité de l'inflation, il est une fonction des composantes observables et inobservables du modèle d'inflation et peut donc dépendre de variables observables et inobservables. Il ne détermine donc pas le processus inflationniste, mais au contraire il est déterminé par celui-ci. Il ne peut être interprété comme une modélisation du taux de chômage puisqu'à la différence de certains travaux théoriques utilisant aussi la terminologie de TCE,

¹⁵ Pour une présentation détaillée des modèles espace-état et de la méthode économétrique, voir par exemple, Chow (1984), Harvey (1989), Gouriéroux et Monfort (1990), Hamilton (1994a, 1994b), Durbin et Koopman (2001) ou Lemoine et Pelgrin (2003).

¹⁶ D'ailleurs, le terme de TV-NAIRU a été employé en opposition à une littérature qui considérait le TCE constant (voir Gordon, 1997).

aucun des déterminants directs du taux de chômage n'est modélisé¹⁷. Le TCE est une trajectoire hypothétique du taux de chômage : la trajectoire qui permettrait la stabilité de l'inflation. Il n'est pas unique, puisqu'il est possible de distinguer plusieurs concepts selon l'horizon temporel considéré pour la stabilité de l'inflation.

II- Les modèles structurels et TV-NAIRU estimés

Dans la littérature, les estimations du TCE_{LT} français et américain par les approches réduite et structurelle donnent des résultats généralement convergents pour la période récente (tableaux 2.1 et 2.2). Le TCE_{LT} serait de l'ordre de 5 % aux Etats-Unis contre 10 % en France¹⁸. La précision de ces estimations, qui a fait l'objet d'une attention particulière dans de récents travaux, est particulièrement controversée. Dans notre revue de littérature, les écart-types du TCE vont de 0,25 % pour Sterdyniak *et alii* (1997) à 9,6 % pour Laubach (2001). Dans cette dernière étude, l'imprécision est si grande qu'elle remet en cause le concept même de TCE. La forte divergence entre les différentes estimations s'explique, d'une part, par la spécification du modèle estimé, et d'autre part, par la procédure de calcul de l'écart-type. L'annexe B montre que certaines méthodes ont tendance à exagérer l'imprécision. Elle présente aussi la procédure que nous avons retenue pour estimer l'écart-type du TCE par les approches réduites et structurelles.

¹⁷ On peut distinguer les modèles d'équilibre général (par exemple, Caballero et Hammour, 1998 ; Cahuc et Zylberberg, 1996) qui modélisent l'emploi et la population active et de ceux en équilibre partiel qui modélisent les flux d'entrée et de sortie de l'emploi (par exemple, Caballero *et alii*, 1997 ; Caballero et Hammour 1996).

¹⁸ Dans le cas français, les études TV-NAIRU de Heyer et Timbeau (2002) et Douven (2002) contrastent avec ce « consensus » en obtenant un TCE relativement bas. Cependant, la spécification de leur modèle repose sur des hypothèses fortes. Afin de dépasser les limites du modèle de Gordon (1997), Heyer et Timbeau (2002) proposent d'enrichir la dynamique du TCE en le faisant dépendre de variables mis en avant par la théorie : taux de chômage effectif, variables macroéconomiques et institutionnelles (équation (24)). Leur modèle retient en plus une équation de taux de chômage qui le fait dépendre des évolutions du TCE : équation (e.6) de l'annexe E. Cette dynamique jointe du taux de chômage et du TCE aboutit à une persistance des chocs qui peut être interprétée comme des phénomènes d'hystérèse. Par contre, quand le taux de chômage baisse comme entre 1997 et 2001, une dynamique favorable s'enclenche : la baisse du TCE entraîne celle du taux de chômage qui provoque en retour celle du TCE, et ainsi de suite. Elle convergerait vers un TCE de 6 ou 7 %. La principale faiblesse de ce modèle provient de la spécification de l'équation de taux de chômage (e.6) qui impose un lien très particulier entre le taux de chômage et TCE. Douven (2002) estime le TCE à partir d'une équation de part des salaires dans la valeur ajoutée qui pose des problèmes d'interprétation (voir annexe E). Par ailleurs, la spécification TCE, qui suit une fonction de densité asymétrique (équation (22)), est contraignante car elle impose une évolution en cloche. De plus, la date où le TCE est maximum est imposée par l'auteur.

2.1. Estimations récentes du TCE français

Article	Méthode	Année	TCE (%)
Chagny <i>et alii</i> (2002)	Structurelle/ C. de Phillips	1998	9,4
L'Horty et Rault (2001)	Structurelle/ C. WS/PS	1997	10
Heyer <i>et alii</i> (2000)	Structurelle/ C. de Phillips	1997	9,1
Artus et Kaabi (2000)	Structurelle/ C. de Phillips	2000	9,5 ¹
Douven (2002)	TV-NAIRU	1998	4,2
Heyer et Timbeau (2002)	TV-NAIRU	2000	6-7
Boone <i>et alii</i> (2001)	TV-NAIRU	2000	11
Laubach (2001)	TV-NAIRU	1998	11,6
Mc Morrow et Roeger (2000)	TV-NAIRU	1999	11,3
Irac (2000)	TV-NAIRU	1999	10-11
Richardson <i>et alii</i> (2000)	TV-NAIRU	1999	10,1
Boone (2000)	TV-NAIRU	1999	11-12

1. Le niveau présenté par Artus et Kaabi (2000) est de 5,6 %. Mais, ce résultat provient d'une erreur de calcul (voir Heyer et Timbeau, 2002).

2.2. Estimations récentes du TCE américain

Article	Méthode	Année	TCE (%)
Chagny <i>et alii</i> (2002)	Structurelle/ C. de Phillips	1998	4,6
Slacalek (2003)	TV-NAIRU	2002	4,5-6
Douven (2002)	TV-NAIRU	1998	5,5
Laubach (2001)	TV-NAIRU	1998	4,2
Boone <i>et alii</i> (2001)	TV-NAIRU	2000	5
Richardson <i>et alii</i> (2000)	TV-NAIRU	1999	5,2
Boone (2000)	TV-NAIRU	1999	4-6
Gordon (1997, 1998)	TV-NAIRU	1996	5-6
Staiger <i>et alii</i> (1996)	TV-NAIRU	1995	5,5-6,5
King <i>et alii</i> (1995)			

Nos estimations du TCE sont en phase avec la littérature dans le cas des Etats-Unis, tandis que pour la France, les résultats sont plus contrastés. Elles ont été réalisées selon quatre approches. La première est l'approche structurelle classique où tous les coefficients sont supposés constants. Après avoir estimé le modèle structurel (1), (2), (4) et (5), les TCE de moyen et long terme peuvent être calculés selon les équations (11) et (13).

La deuxième, que nous qualifierons de structurelle/Kalman, ne postule pas *a priori* la stabilité des coefficients. Dans le cas de la formation des prix et des salaires, cette fixité peut être mise en cause du fait des modifications intervenues sur le marché des biens et du travail au cours des 30 dernières années. Pour en tenir compte, deux stratégies empiriques peuvent être adoptées. La première consiste à faire dépendre ces coefficients de variables exogènes

traduisant les caractéristiques institutionnelles du marché des biens et du travail (taux de syndicalisation, de remplacement, etc.), mais elle donne généralement des résultats peu concluants (Chagny *et alii*, 2002). La deuxième, que nous avons adoptée ici, cherche à mettre en évidence des évolutions stochastiques de ces coefficients. Elle reprend le modèle structurel précédent en le complétant des équations de transition :

$$(29) \quad \begin{cases} Z_t = Z_{t-1} + \varepsilon_{Zt} \\ a_t = a_{t-1} + \varepsilon_{at} \\ b_t = b_{t-1} + \varepsilon_{bt} \\ d_t = d_{t-1} + \varepsilon_{dt} \\ n_t = n_{t-1} + \varepsilon_{nt} \\ \psi_{0t} = \psi_{0t-1} + \varepsilon_{\psi_{0t}} \end{cases}$$

Sur le marché du travail, des modifications relatives aux pressions salariales (Z), aux mécanismes d'indexation des salaires sur les prix et la productivité (a et d), et à la sensibilité des salaires au taux de chômage (b) ont été testées. Sur le marché des biens, nous avons cherché à mettre en évidence des changements concernant le taux de marge désiré par les entreprises (ψ_0) et la part des importations dans la consommation (n). L'approche structurelle classique est une version contrainte de l'approche structurelle/Kalman dans laquelle la variance de tous les coefficients variables est nulle ($\sigma_{\varepsilon_{it}}^2 = 0$). D'ailleurs, quand cette contrainte est imposée, l'estimation par le filtre de Kalman converge vers celle par les MCO (colonnes a et b des tableaux A.1 et A.2).

La troisième approche est la méthode TV-NAIRU inobservable. Elle reprend le modèle standard de Gordon (1997) constitué d'une courbe de Phillips réduite proche de (16) et de (18). Le TV-NAIRU (U_{TVN}) étant supposé parfaitement inobservable, il ne dépend d'aucune variable exogène ($\phi_7 = \phi_8 = 0$) :

$$(30) \quad \begin{cases} \dot{p}_{Ct} = \phi_1 \dot{p}_{Ct-1} + \phi_2 \dot{p}_{Ct-2} + \phi_3 \dot{p}_{Ct-3} + (1 - \phi_1 - \phi_2 - \phi_3) \dot{p}_{Ct-4} \\ \quad \quad \quad + \phi_4 (\dot{p}_{Mt} - \dot{p}_{Ct}) - \phi_5 (U_t - U_{TVNt}) - \phi_6 \dot{U} + \varepsilon_{\dot{p}_{Ct}t} \\ U_{TVNt} = U_{TVNt-1} - \phi_7 (\dot{\pi}_t^a - \dot{\pi}_{t-4}^a) + \phi_8 (r_t - r_{t-4}) + \varepsilon_{U_{TVN}t} \end{cases}$$

Enfin, la quatrième dite TV-NAIRU observable teste l'influence de variables exogènes sur le TV-NAIRU : le glissement annuel de la productivité du travail ($\dot{\pi}_t^a = \pi_t - \pi_{t-4}$) et le taux d'intérêt réel (r) correspondant à la différence entre les taux long et le glissement annuel des prix de consommation ¹⁹.

¹⁹ D'autres variables comme l'inflation, les baisses de charge sur les bas salaires, la part des salaires dans la valeur ajouté ou le salaire minimum ont été testées mais elles ne sont pas ressorties significatives.

Les résultats économétriques sont présentés dans la troisième partie et dans l'annexe A pour le modèle structurel ; dans la quatrième partie pour le modèle TV-NAIRU. La période d'estimation s'étend de 1970 à 2003. Les données proviennent des comptes nationaux trimestriels. Pour la France, les séries définies en base 1995 ne commencent qu'en 1978. La période antérieure a été reconstituée par rétropolation en taux de croissance à partir des comptes nationaux exprimés en base 1980.

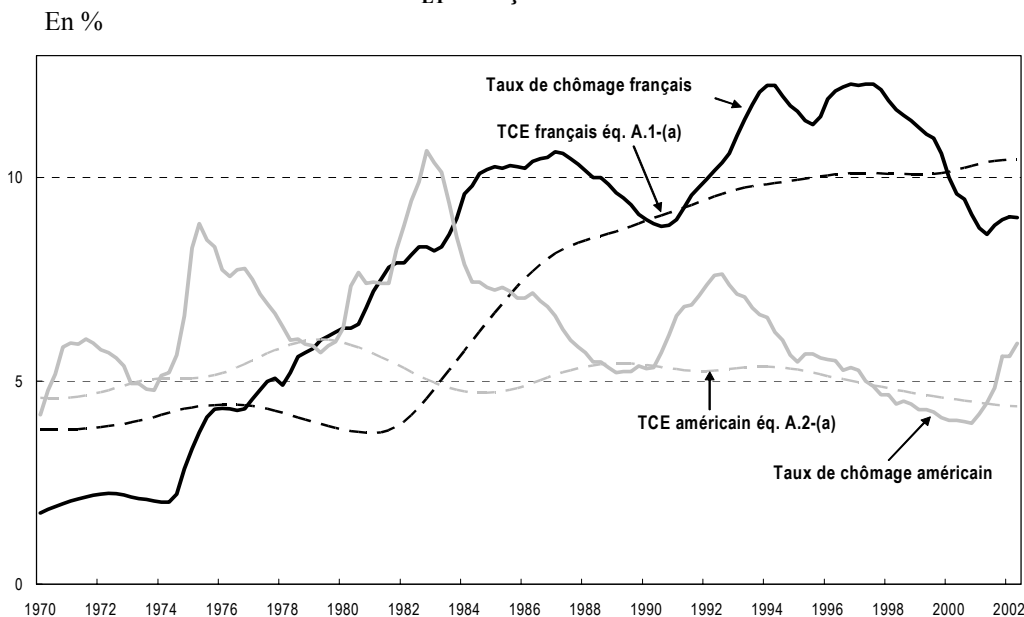
Que l'on estime la courbe de Phillips ou sa forme réduite (tableaux 4.2, A.1 et A.2), l'hypothèse d'indexation unitaire sur l'inflation n'est acceptée que dans le cas des Etats-Unis²⁰. Afin de comparer nos résultats avec la littérature, nous l'imposons pour la France dans le modèle TV-NAIRU. Par contre, nous ne l'imposons pas dans le modèle structurel car l'absence d'indexation a des implications en termes de TCE (équation (11)). Par ailleurs, contrairement au modèle de Layard *et alii* (1991), l'hypothèse d'indexation unitaire des salaires sur la productivité est rejetée dans les deux pays. Enfin, le coût du capital, mesuré par les taux d'intérêt nominal ou réels n'intervient pas de façon significative dans la formation du prix de valeur ajoutée. N'intervient pas non plus le taux d'investissement, qui pourrait être un indicateur de la pression de la demande ou des besoins de financement.

III- TCE de long et moyen terme par l'approche structurelle

Pour le calcul du TCE_{LT} (équation (11)), l'inflation et les gains de productivité tendanciels ont été estimés grâce à un filtre Hodrick-Prescott (HP). Les estimations de son écart-type sont présentées dans les dernières lignes des tableaux A.1 et A.2. Avec un écart-type de l'ordre de 0,5 %, l'estimation américaine est moins précise que la française (environ 0,25 %). Mais dans les deux cas le concept reste interprétable. Le TCE américain fluctuerait entre 4 et 6 %, et dans le cas de la France, la précision est suffisante pour juger significative la forte augmentation du TCE entre les années 1970 et 1990 (graphique 3.1).

²⁰ Le test de Wald ne rejette pas l'hypothèse d'indexation unitaire de l'inflation sur l'inflation passé ($\chi^2 = 0,048$, $p = 0,83$), ni des salaires sur l'inflation ($\chi^2 = 0,13$, $p = 0,71$).

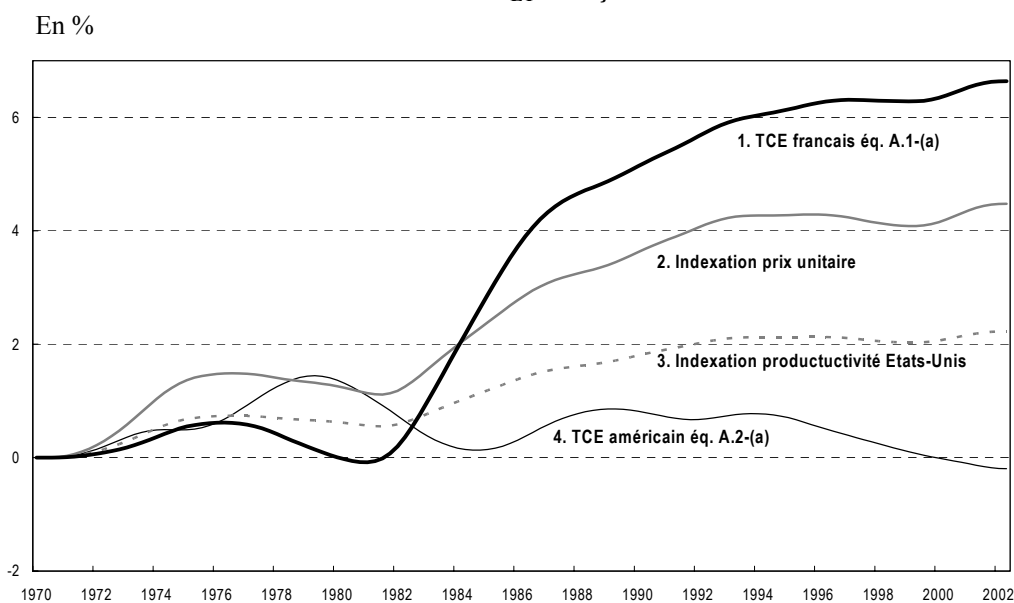
3.1 TCE_{LT} français et américain



III-1- Le TCE de long terme

L'approche structurelle classique fournit donc des estimations du TCE_{LT} en phase avec la littérature (tableaux 2.1 et 2.2). Par rapport à la méthode TV-NAIRU inobservable, elle présente l'avantage d'identifier certains déterminants du TCE et donc de pouvoir expliquer les différences d'évolutions entre la France et les Etats-Unis. Alors que le TCE_{LT} aurait augmenté de plus de 6 points en France entre le début des années 1970 et 2003, il aurait été relativement stable aux Etats-Unis (courbe 1 et 4 du graphique 3.2).

3.2. Evolutions des TCE_{LT} français et américain



Trois phénomènes concourent à expliquer cette divergence. L'absence d'indexation unitaire des salaires sur les prix en France rend les politiques désinflationnistes coûteuses en termes de TCE_{LT} alors qu'elles sont neutres aux Etats-Unis. L'indexation des salaires sur la productivité étant plus forte aux Etats-Unis, l'élasticité du TCE_{LT} aux gains de productivité est plus faible dans ce pays : une baisse de 1 % des gains annuels de productivité entraîne une hausse du TCE_{LT} de 0,9 % aux Etats-Unis et de 1,3 % en France. Enfin, les gains de productivité n'ont cessé de se dégrader en France depuis les années 1970 alors qu'ils ont repris aux Etats-Unis à partir des années 1980. Le graphique 3.2 résume ces différences et montre quelle aurait été l'évolution du TCE_{LT} français si l'indexation des salaires sur les prix avait été unitaire (courbe 2), si en plus l'indexation des salaires sur la productivité avait été la même qu'aux Etats-Unis (courbe 3), et si enfin les gains de productivité tendanciels avaient été identiques à ceux des Etats-Unis (courbe 4).

Selon nos estimations, la baisse du TCE_{LT} américain d'un point nécessite une hausse des gains annuels de productivité de 1,07 %. Dans le cas de la France, plusieurs cas de figure sont possibles : soit une hausse des gains de productivité de 0,77 %, soit une hausse de l'inflation de 2,96 %, ou soit des hausses combinées des gains de productivité et de l'inflation (tableau 3.3).

3.3. Comment abaisser le niveau du TCE_{LT} de 1 point ?

Hausse de ...	Gains de productivité (en %)	Inflation (en %)
France	0,77	0
	0	2,96
	0,64	0,50
Etats-Unis	1,07	—

Sources : Calcul des auteurs.

III-2- L'approche structurelle/Kalman

L'approche structurelle/Kalman permet difficilement de rejeter l'hypothèse de stabilité des coefficients. Seule la désindexation des salaires sur les prix intervenue en France après 1982 suite à la politique de rigueur du Gouvernement socialiste apparaît significative²¹. Bien que cette désindexation ait souvent été mise en évidence économétriquement (par exemple, Ralle et Toujas-Bernatte, 1990 ou Passeron et Romans, 2002), elle est controversée. Pour certains

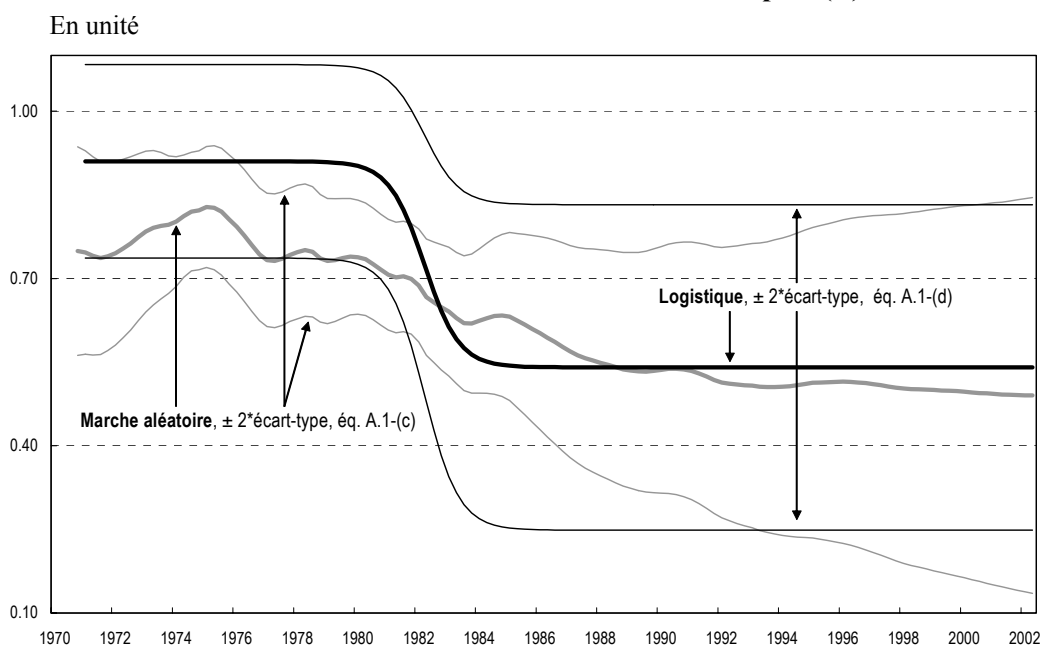
²¹ Les variations de a sont testées simultanément à celle de la constante (Z) afin que d'éventuelles évolutions de cette dernière ne soit pas imputées fallacieusement à celles de a .

auteurs l'indexation serait toujours unitaire tandis que la cible d'inflation aurait été modifiée (Blanchard et Sevestre, 1989).

La spécification en marche aléatoire est peu satisfaisante car, au lieu d'une rupture, elle fait apparaître une baisse progressive de l'indexation ainsi que des fluctuations difficiles à interpréter (graphique 3.4). En plus, la détermination du ratio signal/bruit est délicate. On retrouve le même problème que celui décrit dans la quatrième partie pour le TV-NAIRU. Or, l'amplitude de la baisse de l'indexation en dépend fortement. En effet, pour certaines valeurs de ce ratio, l'indexation en fin de période est négative.

Il apparaît préférable de retenir une fonction logistique²² puisqu'elle permet d'identifier deux régimes d'indexation et d'estimer la date et la vitesse de passage de l'un à l'autre. Par contre, elle présente l'inconvénient d'imposer une certaine forme à l'évolution du coefficient et d'exclure l'éventualité d'un nombre supérieur de régimes. Selon notre estimation, la transition entre les deux régimes d'indexation serait très courte et la date d'inflexion se situerait au troisième trimestre 1981 (graphique 3.4). Dans les années 1970, l'hypothèse d'indexation unitaire n'est pas rejetée par le test de Wald ($\chi^2 = 1,07, p = 0,30$), alors qu'à partir des années 1980, moins de 60 % des hausses de prix seraient répercutées dans les salaires.

3.4. France : évolutions de l'indexation sur les prix (a_t)

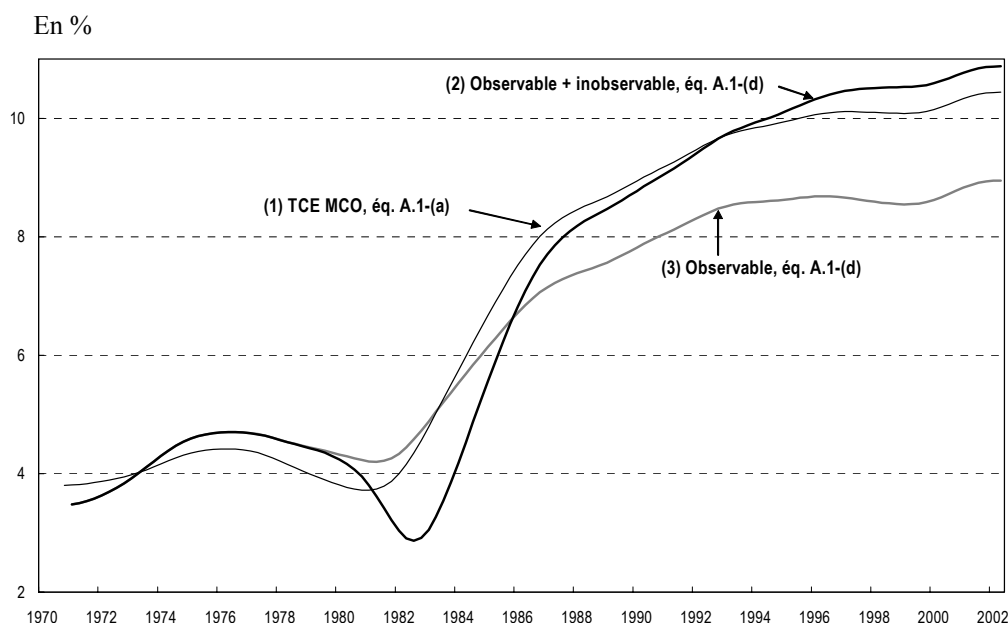


Sources : Calcul des auteurs.

²² Une fonction logistique est une moyenne pondérée d'une valeur initiale (v^i) et d'une valeur finale (v^f) : $x_t = (1 - \phi_t)v^i + \phi_t v^f$. Le coefficient de pondération (ϕ) dépend du temps : $\phi_t = (1 + e^{\tau - \sigma t})^{-1}$, où σ correspond à la vitesse de diffusion et τ/σ à la date d'inflexion. Quant t tend vers $-\infty$ (resp. $+\infty$) l'infini, ϕ tend vers 0 (resp. 1).

L'approche structurelle/Kalman modifie peu les estimations du TCE par rapport à l'approche structurelle classique alors qu'elle dégrade sa précision (dernières lignes des tableaux A.1 et A.2). A titre d'illustration, le graphique 3.5 présente la décomposition entre les évolutions observable et inobservable du TCE dans le cas où les pressions salariales (Z) et l'indexation sur les prix (a) sont spécifiées selon une fonction logistique. Le diagnostic reste proche en termes de niveau (courbe 1 et 2) mais pas sur les explications des mouvements du TCE. Dans l'approche structurelle classique, les variations du TCE proviennent exclusivement de l'évolution des variables observables. Dans l'approche structurelle/Kalman, une partie de ces variations est expliquée par celles des coefficients inobservables. Afin d'isoler l'évolution imputable aux variations de l'inobservable, nous avons tracé le TCE qui aurait prévalu si les coefficients étaient restés à leur valeur des années 1970 : courbe 3. La courbe 2 tient compte en plus des modifications de l'inobservable : la baisse de l'indexation et la hausse des pressions salariales. La baisse de l'indexation accentue l'effet négatif de la désinflation sur le TCE.

3.5. Evolutions observable et inobservable du TCE français



Sources : Calcul des auteurs.

III-3- Le TCE de moyen terme et l'impact de l'inobservable

Comme l'approche structurelle/Kalman n'apporte qu'une information limitée par rapport à l'approche structurelle classique en termes de niveau du TCE, tous les coefficients sont supposés stables pour les estimations du TCE_{MT} . Ainsi, les évolutions inobservables du TCE proviennent exclusivement des variations des résidus des équations économétriques.

A la fin des années 1990 et début 2000, le taux de chômage des deux pays est inférieur à son niveau d'équilibre de long terme (tableau 3.6, colonnes 3 et 5) alors que l'inflation est quasiment stable aux Etats-Unis et que la France connaît encore un régime désinflationniste (colonne 1). Ces faibles taux de chômage relativement à leur niveau non inflationniste généralement admis (5 % pour les Etats-Unis et 10 % pour la France) ont donné lieu à un débat sur le caractère permanent ou transitoire de cette évolution. Certains l'attribuaient à une baisse de TCE_{LT} dont ils identifiaient des causes diverses : nouvelle économie (pour une discussion voir Gordon, 1998), phénomènes d'hystérèse (Heyer et Timbeau, 2002). Au contraire, d'autres études mettaient en avant une succession de chocs transitoires favorables (par exemple, Gordon, 1998 ; Chagny *et alii*, 2002). Le modèle structurel conforte cette dernière thèse. En effet, les colonnes 4 et 5 du tableau 3.6 font apparaître un TCE_{MT} inférieur à son niveau de long terme en fin de période.

Cette baisse temporaire du TCE provient en partie de phénomènes observables. La présence de la variation du taux de chômage dans l'équation de salaire permet à ce dernier de se maintenir momentanément en dessous de son niveau d'équilibre de long terme sans que n'apparaissent de pressions inflationnistes (colonne 7). La lenteur des délais d'ajustement a aussi eu durant cette période un rôle positif (colonne 8). Enfin, la baisse du TCE_{MT} découle d'une succession de chocs d'offre favorables (colonnes 9 à 12) : amélioration des termes de l'échange, baisse des taux de cotisation employeur et sous utilisation des capacités de production.

Certaines évolutions du TCE_{MT} proviennent de « chocs » inobservables contenus dans les résidus des équations économétriques (colonnes 13 à 16). Si ces derniers ont des propriétés statistiques standard, leur moyenne est nulle. On constate cependant que l'importance des chocs inobservables varie considérablement d'une période à l'autre.

Enfin, l'écart entre les taux de chômage et TCE_{MT} est une mesure du ratio de sacrifice. Selon lui, les politiques de désinflation menées dans les deux pays auraient coûté, suivant les périodes, entre 0,15 et 0,3 point de taux de chômage par trimestre (colonne 2).

3.6. Ecart entre les TCE de moyen et long terme

	Période	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	Contributions à l'écart									
		\bar{p}_{Ct}	RS ($\bar{U}_t - \bar{U}_{Mt}$)	\bar{U}_t	\bar{U}_{Mt}	\bar{U}_{LTr}	$\bar{U}_{MTr} - \bar{U}_{LTr}$	(7) HYST	(8) AJUST	(9) CHOC	(10) $\bar{p}_{vt} - \bar{p}_{ct}$	(11) \bar{i}_{ct}	(12) \bar{T}_{UCt}	(13) RES	(14) $\bar{\varepsilon}_{wt}$	(15) $\bar{\varepsilon}_{p,t}$	(16) $\bar{\varepsilon}_{p,t+1}$
France Equations A.1-(a),3-(a),4-(a)	1971-1976	0,05	-0,50	2,82	3,31	4,13	-0,82	-1,10	0,88	0,14	0,11	0,08	-0,05	-0,74	0,06	-0,09	-0,71
	1977-1990	-0,03	0,26	8,31	8,05	6,06	1,99	1,68	-0,28	0,03	-0,05	0,06	0,02	0,56	-0,07	0,23	0,40
	1991-1999	-0,02	0,20	11,31	11,11	9,87	1,24	1,08	0,26	-0,10	-0,08	-0,02	0,00	0,00	0,07	0,19	-0,25
	2000-2001	-0,03	0,33	9,17	8,84	10,30	-1,46	-0,72	-0,56	-0,22	-0,02	-0,16	-0,04	0,03	-0,02	-0,04	0,10
	1971-2001	-0,01	0,10	8,17	8,07	7,07	1,01	0,81	0,08	0,00	-0,02	0,03	0,00	0,11	0,00	0,14	-0,03

Etats-Unis Equations A.2-(a),3-(b),4-(b)	1971-1973	0,05	-0,57	5,47	6,04	4,85	1,18	0,46	1,42	1,19	0,23	0,42	0,54	-1,89	-0,11	-0,44	-1,34
	1974-1978	-0,01	0,10	6,99	6,89	5,43	1,46	0,98	-0,45	0,55	0,13	0,45	-0,03	0,38	0,08	-0,10	0,41
	1979-1988	-0,02	0,21	7,33	7,12	5,28	1,84	1,34	-0,40	0,01	-0,02	0,05	-0,03	0,88	0,18	0,44	0,26
	1989-1996	-0,01	0,14	6,15	6,02	5,31	0,70	0,55	0,23	-0,16	-0,07	-0,04	-0,05	0,09	-0,40	0,38	0,10
	1997-2000	0,00	0,02	4,43	4,41	4,75	-0,34	-0,16	-0,40	-0,50	-0,08	-0,31	-0,10	0,71	0,76	0,25	-0,30
	1971-2000	-0,01	0,07	6,39	6,32	5,20	1,11	0,78	-0,06	0,10	0,01	0,08	0,01	0,29	0,05	0,22	0,01

Sources : Calcul des auteurs.

RS : Ratio de Sacrifice ; $HYST = b_2(\bar{U}_{t-1} - \bar{U}_{LTr}) / (b + b_2)$; $AJUST = (\overline{Ajust}_t) / (b + b_2)$; $CHOC = \bar{Z}_{MTr} / (b + b_2)$; $RES = \bar{\varepsilon}_{\hat{p}_{ct}} / (b + b_2)$

où $\varepsilon_{\hat{p}_{ct}} = \varepsilon_{wt} + \varepsilon_{\hat{p}_{ct}} + \dot{\varepsilon}_{\hat{p}_{t+1}} / \mu$.

IV- Les estimations du TV-NAIRU ²³

Pour les Etats-Unis, l'approche réduite est cohérente avec l'approche structurelle et fournit des estimations assez stables : le niveau et les évolutions du TV-NAIRU dépendent peu de la présence ou non de certaines variables dans la courbe de Phillips, de la période d'estimation ou de la valeur du ratio signal/bruit. Il n'en va pas de même pour la France. Lorsque l'estimation est réalisée sur toute la période, le fait d'imposer l'indexation unitaire rend le coefficient mesurant la sensibilité de l'inflation au taux de chômage (ϕ_5) très faiblement significatif. Ceci pose des problèmes de convergence du filtre de Kalman. Les estimations réalisées sur la période 1978-2002 sont plus stables : ϕ_5 reste significatif quand l'indexation unitaire est imposée. Dans un souci de cohérence, les estimations ont été réalisées pour les deux pays sur cette période (tableau 4.2).

Les estimations du TV-NAIRU dépendent crucialement de deux hypothèses statistiques. La première est le choix de la spécification du processus stochastique. Comme dans la majorité des études TV-NAIRU, nous avons retenu l'hypothèse de marche aléatoire bien qu'elle soit rejetée par les données : l'estimation de spécifications autorégressives avec constante, dont la marche aléatoire est un cas limite, aboutit à des termes autorégressifs non significatifs.

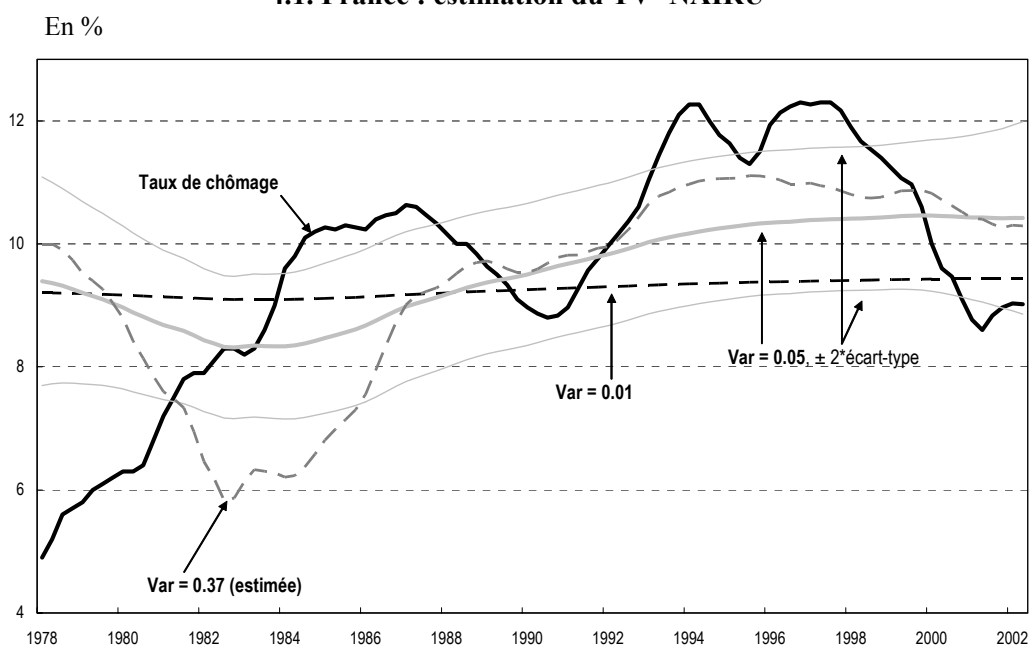
La deuxième hypothèse statistique concerne la variance du TV-NAIRU, c'est-à-dire le ratio signal/bruit. Or, si en principe la technique du filtre de Kalman permet de l'estimer, nos tentatives, à l'image de la littérature TV-NAIRU, donnent des résultats décevants pour les deux pays. Dans de nombreux cas, l'estimation de la variance des erreurs ne permet pas la convergence du système. Dans d'autres, elle aboutit à une valeur très faible, c'est-à-dire au résultat gênant d'un TV-NAIRU constant. Stock (1994) impute ce résultat à un biais économétrique qualifié de « pile-up problem » et lié à la méthode du filtre de Kalman : en présence de variables d'état non stationnaires, l'estimation par le maximum de vraisemblance des variances est « piégée » dans une solution en coin et tend généralement vers zéro. Stock et Watson (1998) montrent que le risque de rencontrer ce problème est significativement réduit grâce à la « méthode d'initialisation diffuse » qui consiste à calibrer de façon suffisamment

²³ Du fait de la cohérence entre le modèle structurel et la courbe de Phillips réduite, il est possible d'estimer un TCE_{MT} dans l'approche TV-NAIRU en reprenant la méthode décrite dans la première partie. Dans un souci de concision, nous avons cependant préféré nous concentrer sur les difficultés rencontrées par l'approche TV-NAIRU pour estimer le TCE_{LT} .

grande la valeur de la variance avant la procédure d'estimation ²⁴. Cette approche nous a permis d'éviter ce problème pour la France mais pas pour les Etats-Unis (colonne 5 du tableau 4.2). Enfin, la variance estimée aboutit dans certains cas à une forte volatilité du TV-NAIRU peu interprétable économiquement.

Dans tous ces cas, nous avons été contraints d'imposer la valeur de la variance. Le choix s'appuie alors sur un *a priori* relatif aux évolutions de la variable d'état. Conformément à la littérature, nous retenons le critère « esthétique » de Gordon (1997) selon lequel le TV-NAIRU doit être relativement lisse afin de rester fidèle à la définition du taux de chômage naturel proposée par Friedman (1968). Cependant, cette paramétrisation est peu satisfaisante car l'estimation du TV-NAIRU en dépend fortement. C'est particulièrement vrai pour la France (graphique 4.1) : pour des valeurs proches de la variance des erreurs de l'équation de transition, les évolutions et le niveau du TV-NAIRU varient fortement.

4.1. France : estimation du TV- NAIRU



Sources : Calcul des auteurs, INSEE.

²⁴ Stock et Watson (1998) proposent aussi un estimateur non biaisé qui réduit encore plus la probabilité de « pile-up problem ».

4.2. Estimations du modèle TV-NAIRU selon le ratio signal/bruit

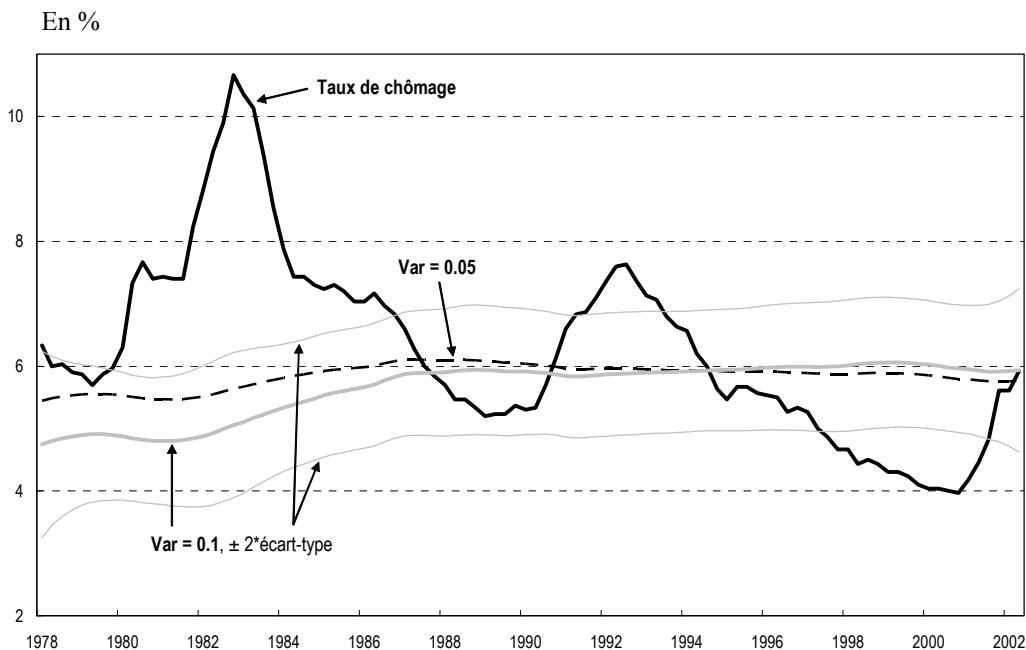
	France				Etats-Unis				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
\dot{p}_{Cr-1}	0,40 (5,01)	0,38 (4,56)	0,34 (4,24)	0,25 (3,00)	0,56 (4,96)	0,26 (2,01)	0,27 (2,11)	0,25 (2,00)	ϕ_1
\dot{p}_{Cr-2}	0,38 (4,77)	0,37 (4,75)	0,38 (3,82)	0,37 (4,89)	0,06*** (0,67)	0,47 (4,55)	0,47 (4,59)	0,47 (4,59)	ϕ_2
\dot{p}_{Cr-3}	0,09*** (1,00)	0,10*** (1,10)	0,11*** (1,14)	0,28 (4,01)	0,36 (3,19)	0,11*** (0,88)	0,11*** (0,86)	0,12*** (0,91)	ϕ_3
$\dot{p}_{Mt} - \dot{p}_{Cr}$	0,05 (2,23)	0,04 (1,77)	0,04*** (1,53)	0,06 (3,79)	0,03 (1,66)	0,07 (3,71)	0,07 (3,82)	0,07 (3,81)	ϕ_4
$U_t - U_{TVNt}$	0,04 (2,24)	0,07 (3,46)	0,08 (2,27)	0,23 (3,69)	0,05 (2,30)	0,04 (1,94)	0,03*** (1,64)	0,03 (2,18)	ϕ_5
\dot{U}	-	-	-	-	-	-	-	0,19 (1,80)	ϕ_6
$(\dot{\pi}_t^a - \dot{\pi}_{t-4}^a)$	-	-	-	0,14 (3,92)	-	-	-	-	ϕ_7
$r_t - r_{t-4}$	-	-	-	0,26 (4,79)	-	-	-	-	ϕ_8
$\sigma_{p_{Cr}}^2$	0,15 (9,80)	0,14 (9,54)	0,13 (7,74)	0,14 (7,74)	0,08 (7,96)	0,08 (7,61)	0,08 (7,48)	0,08 (7,09)	
$\sigma_{U_{TVN}}^2$	0,01 (-)	0,05 (-)	0,37*** (0,75)	0,14 (-)	2,25e ⁻⁵ *** (0,0001)	0,05 (-)	0,1 (-)	0,05 (-)	
Ratio signal/bruit	0,07^C	0,36^C	2,85^E	1^C	2,8e⁻⁴^E	0,63^C	1,25^C	0,63^C	
Likelihood	399,87	400,22	401,63	-95,43	-29,15	-22,55	-22,76	-20,06	
Akaike	-8,04	-8,04	-8,05	1,71	0,74	0,58	0,59	0,55	
Schwarz	-7,88	-7,89	-7,87	1,89	0,92	0,74	0,75	0,73	
Hannan-Quinn	-7,97	-7,98	-7,98	1,78	0,81	0,64	0,65	0,62	
TV-NAIRU final	9,60	10,42	10,29	8,70	5,54	5,77	5,93	5,83	

Notations : *** : non significatif à 10 % ; C : contraint ; E : estimé ; t de Student entre parenthèse ; Période d'estimation : 1978 :1-2002 :2 sauf pour (4) : 1973 :2-2003 :2

IV-1- La précision du TV-NAIRU

La littérature récente met l'accent sur la forte imprécision statistique qui entoure le TV-NAIRU au point de le rendre peu opératoire (voir annexe B). Cependant, ces études ont tendance à exagérer l'imprécision car elles ne calculent pas un écart-type au sens statistique du terme (annexe B). Notre méthode fait certes apparaître une incertitude autour du TV-NAIRU, mais le concept reste interprétable (graphiques 4.1 et 4.3). L'écart-type est de l'ordre de 0,5 % pour les Etats-Unis et de 0,6 % pour la France. Par ailleurs, l'incertitude statistique est secondaire par rapport aux incertitudes autour du concept même de TCE et de la spécification du modèle qui permet de l'estimer. La forte attention portée par la littérature récente sur l'imprécision statistique est disproportionnée en comparaison des incertitudes théoriques qui entourent le concept de TCE.

4.3. Etats-Unis : estimation du TV- NAIRU



Sources : Calcul des auteurs, BLS.

IV-2- La robustesse de la courbe de Phillips réduite

Les estimations du TV-NAIRU devraient améliorer la prédiction de l'inflation dans le court terme et stabiliser la courbe de Phillips réduite. Afin de tester la « robustesse » de cette dernière, nous avons introduit l'écart entre le taux de chômage et le TV-NAIRU dans la spécification préférée de cette courbe, qui a ensuite été estimée par les MCO et soumise à un ensemble de tests de diagnostic. Les résultats de ces tests sont résumés dans le tableau 4.4 et le graphique 4.5.

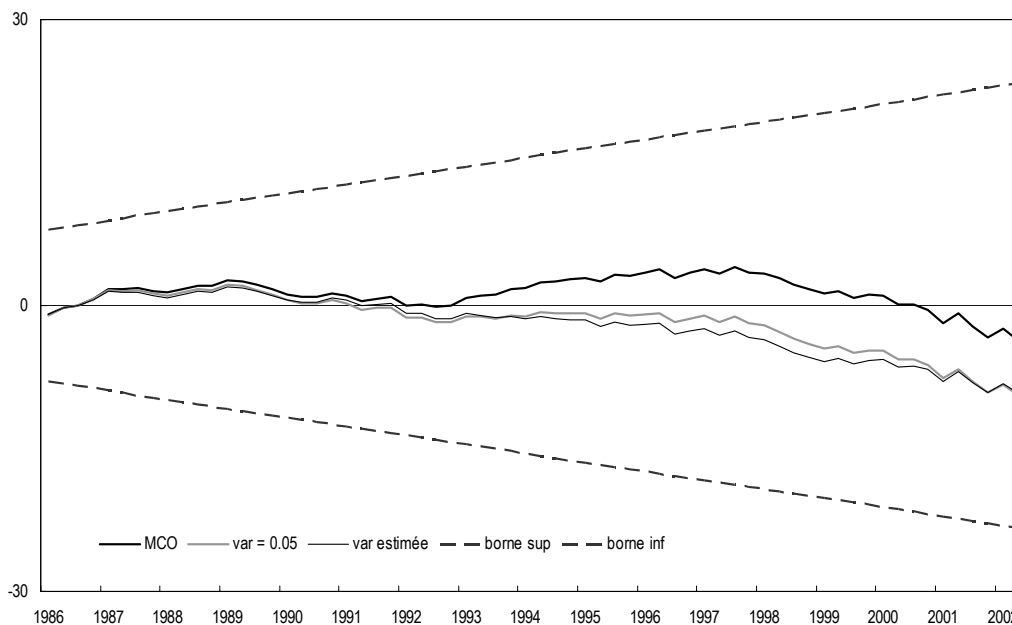
On s'attend à ce que l'introduction de l'écart entre le taux de chômage et le TV-NAIRU dans une équation de Phillips n'améliore d'autant plus l'ensemble des critères d'informations que la variance du TV-NAIRU est forte, mais ce n'est pas nécessairement le cas.

4.4. France : critère d'information selon la variance du TV NAIRU

	MCO	TV-NAIRU		
	$\sigma_{U_{TVN}}^2 = 0$	$\sigma_{U_{TVN}}^2 = 0,001$	$\sigma_{U_{TVN}}^2 = 0,05$	$\sigma_{U_{TVN}}^2 = 0,37$ (estimé)
Akaike	-8,349	-8,350	-8,349	-8,373
Schwarz	-8,139	-8,139	-8,140	-8,162
R ² ajusté	0,874	0,874	0,875	0,877

En plus, elle connaît un échec sérieux en matière de stabilité structurelle de la courbe de Phillips. Le test du CUSUM indique que la prise en compte de l'écart du taux de chômage au TV-NAIRU dégrade sensiblement la stabilité de la relation de Phillips :

4.5. France : stabilité de la courbe de Phillips réduite



IV-3- L'approche TV-NAIRU observable

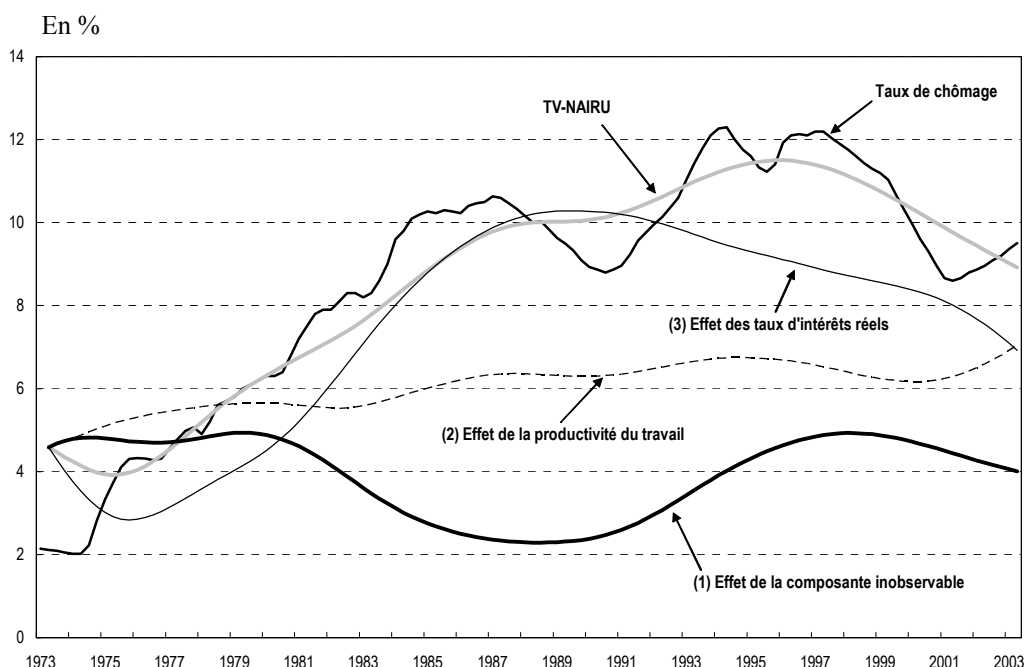
Le modèle TV-NAIRU de Gordon (1997) fonctionne de manière relativement satisfaisante pour les Etats-Unis. Par contre, pour la France et plus généralement dans le cas européen, il aboutit à des résultats économétriques décevants en termes de stabilité, de précision et de pouvoir explicatif (voir Irac, 2000 ; Richardson *et alii*, 2000 ; Laubach, 2001). Plusieurs études tentent de surmonter ces difficultés empiriques en enrichissant la spécification du modèle de base. Certains proposent d'autres spécifications du TV-NAIRU (tableau 1.2). D'autres incorporent des équations supplémentaires dont les fondements théoriques sont souvent peu explicités et contestables (annexe E). Comme les travaux présentés dans le tableau 1.3, nous avons préféré tester l'influence sur le TV-NAIRU de variables suggérées par la théorie.

L'approche TV-NAIRU observable améliore de façon significative la stabilité du modèle (équation 4 du tableau 4.2). D'abord, l'estimation est réalisable sur toute la période. Ensuite, les résultats sont peu sensibles à la valeur du ratio signal/bruit. Seuls la productivité du travail et les taux d'intérêt réels ont un impact significatif sur le TV-NAIRU. Comme dans l'approche structurelle, une relation négative entre le TV-NAIRU et la productivité est mise

en évidence. Par contre, l'élasticité diffère fortement. La baisse d'un point du TCE nécessite une hausse de 1,77 % des gains de productivité en rythme annuel contre 0,77 % avec l'approche structurelle (tableau 3.3). D'après le modèle TV-NAIRU observable, cette même baisse pourrait être obtenue par une diminution de 0,95 % des taux d'intérêt réels.

Le graphique 4.6 présente l'estimation du TV-NAIRU observable et de ses composantes. Afin de s'intéresser aux valeurs tendancielles, un lissage par un filtre HP a été appliqué. La relative stabilité au cours du temps de la composante inobservable est un résultat intéressant par rapport au modèle TV-NAIRU inobservable (courbe 1) : ce ne sont plus les variations de l'inobservable qui expliquent plus la hausse du TCE français.

4.6. France : estimation du TV-NAIRU observable



Sources : Calcul des auteurs, INSEE.

Par ailleurs, les conclusions de ce modèle diffèrent sensiblement de celles de l'approche structurelle. Au lieu de plus de 10 %, le TCE serait de 8,7 % en 2003. Une politique de baisse des taux d'intérêt réels ou favorisant la hausse des gains de productivité permettrait de l'abaisser encore plus et ceci de manière durable. La coexistence au cours de la période récente d'une faible inflation et d'un taux de chômage relativement bas aurait donc ici un caractère permanent du fait de la baisse du TCE_{LT}. La différence de diagnostic entre les deux approches provient essentiellement de l'effet des taux d'intérêt réels qui expliqueraient une part importante de la baisse du TV-NAIRU depuis le milieu des années 1990 (courbe 3). Cet

effet n'apparaît pas dans le modèle structurel puisque le taux d'intérêt réel ne semble pas influencer la formation des prix.

Conclusion

Cet article avait pour objectif de comparer les deux principales approches utilisées pour évaluer le TCE. Il montre que l'équivalence algébrique entre les deux approches ne se traduit pas nécessairement au niveau économétrique. Il met aussi en évidence les faiblesses théoriques et empiriques de l'approche TV-NAIRU. La conception du TCE comme une construction théorique en partie observable apparaît théoriquement et empiriquement préférable à celle d'une variable inobservable. D'une part, elle aide à surmonter certaines faiblesses du modèle TV-NAIRU standard. D'autre part, en distinguant les concepts de TCE non inflationniste à moyen et long terme, elle permet de mesurer les composantes observable et inobservable, temporaire et permanente du TCE.

Sur le plan empirique, les approches structurelle et réduite fournissent des résultats convergents pour les Etats-Unis. Conformément à la littérature, le TCE_{LT} serait de l'ordre de 5 % et aurait faiblement fluctué au cours de la période considérée. Cette stabilité explique sans doute la relative robustesse du modèle TV-NAIRU inobservable pour ce pays. Par ailleurs, la situation de la fin des années 1990 caractérisée par une faible inflation et un taux de chômage bas semble provenir d'une succession de chocs transitoires favorables.

Le cas français apparaît plus complexe et met en évidence les limites empiriques du modèle TV-NAIRU inobservable. La prise en compte de variables exogènes comme déterminant du TV-NAIRU améliore fortement les propriétés statistiques du modèle. Cependant, des incertitudes demeurent car les deux approches aboutissent à des conclusions foncièrement divergentes. Le modèle structurel estime un TCE_{LT} supérieur à 10 % et met en évidence le rôle prépondérant du ralentissement des gains de productivité dans la hausse du TCE depuis les années 1970. Il explique par ailleurs l'absence de pression inflationniste dans la période récente par une baisse du TCE_{MT} . Le modèle TV-NAIRU observable, quant à lui, suggère que le TCE_{LT} a diminué jusqu'à 8 % dans la période récente. Il confirme, mais réduit, l'effet des gains de productivité et met surtout en évidence une forte influence des taux d'intérêt réels sur le TCE_{LT} . La politique de baisse des taux d'intérêt de la seconde moitié des années 1990 aurait contribué à contenir la hausse de l'inflation. Une meilleure compréhension

du rôle des taux d'intérêt et de la manière dont ils influencent le TCE apparaît comme un champ d'investigations prometteur. Une voie consisterait à enrichir la spécification de notre modèle structurel en endogénéisant certaines variables clefs comme la productivité du travail.

Bibliographie

- Amable B., J. Henry, F. Lordon et R. Topol (1995)**, « Hysteresis revisited : a methodological approach », in R. Cross ed., *The natural rate of unemployment, Reflections on 25 years of hypothesis*, Cambridge University Press.
- Ansley C. F. et R. Kohn (1986)**, « Prediction Mean Squared Error for State Space Models with Estimated Parameters », *Biometrika*, Vol. 73, n° 2, pp. 467-473.
- 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.
- Ball L. (1994)**, « What Determines the Sacrifice Ratio? », in N. Gregory Mankiw eds., *Monetary Policy*, NBER, The University of Chicago Press.
- Blanchard O. et L. F. Katz (1999)**, « Wage Dynamic : Reconciling Theory and Evidence », *American Economic Review*, Vol. 89, n° 2, mai, pp. 69-74.
- Blanchard O. J. et L. H. Summers (1986)**, « Hysteresis and the European Unemployment », *NBER Macroeconomics Annual*, Stanley Fischer, ed. Vol. 1, Fall 1986, Cambridge : MIT Press, pp. 15-78.
- Blanchard P. et P. Sevestre (1989)**, « L'indexation des salaires : quelle rupture en 1982 ? », *Economie et Prévision*, n° 87.
- Blanchflower D. G. et A. J. Oswald (1994)**, « Estimating a Wage Curve for Britain 1973-1990 », *NBER Working Paper Series*, n° 4770.
- Boone L. (2000)**, « Comparing semi-structural methods to estimate unobserved variables », *OECD Economics Department Working Paper*, 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 Policymakers Forecast Unemployment and Inflation in the OECD Countries? », *IMF Working Paper*, février.
- Caballero R. J. et M. L. Hammour (1996)**, « On the Timing and Efficiency of Creative Destruction », *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 111, n° 3, pp. 805-852.
- Caballero R. J. et M. L. Hammour (1998)**, « Jobless growth: appropriability, factor substitution, and unemployment », *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 40, pp. 51-94.

- Caballero R. J., E. M. R. A. Engel et J. Haltiwanger (1997)**, « Aggregate Employment Dynamics: Building from Microeconomic Evidence », *American Economic Review*, Vol. 87, n° 1, mars, pp. 115-137.
- Cahuc P. et A. Zylberberg (1996)**, *Economie du travail : La formation des salaires et les déterminants du chômage*, Bruxelles, De Boeck.
- Chagny O., F. Reynès et H. Sterdyniak (2002)**, « Le taux de chômage d'équilibre : discussion théorique et évaluation empirique », *Revue de l'OFCE*, n° 81, avril.
- Chow G. C. (1984)**, « Random and Changing Coefficient models, in *Handbook of Econometrics*, Vol. 2, edited by Z. Griliches and M. D. Intriligator.
- Commission européenne (1995)**, « Composition du chômage dans une perspective économique », in *Rapport Economique Annuel pour 1995*, Etude n° 3, Economie Européenne, n° 59, Direction générale des Affaires économiques et financières.
- Côté D. et D. Hostland (1994)**, « Measuring Potential Output and the NAIRU as Unobserved Variables in a Systems Framework », *Proceedings of a conference held at the Bank of Canada on Economic Behaviour and Policy Choice Under Price Stability*, pp. 357-411.
- Cotis J.-Ph., R. Meary et N. Sobczak (1998)**, « Le taux de chômage d'équilibre en France. Une évaluation », *Revue Economique*, mai.
- Cross R. (1995)**, « Is the natural rate hypothesis consistent with Hysteresis ? », in R. Cross ed., *The natural rate of unemployment, Reflections on 25 years of hypothesis*, Cambridge University Press.
- Debonneuil M. et H. Sterdyniak (1984)**, « La boucle prix-salaires dans l'inflation », *Revue économique*, Vol. 35, n° 2, mars.
- Douven R. C. M. H. (2002)**, « Equilibrium Rates and Wage Flexibility in Europ », *ENEPRI Working Paper Series*, n° 10, août.
- Durbin J. et S. J. Koopman (2001)**, *Time Series Analysis by Space State Methods*, Oxford University Press.
- Eller J. W. et Gordon R. J. (2003)**, « Nesting the New Keynesian Phillips Curve within the Mainstream Model of U. S. Inflation Dynamics », *Document de travail Conférence du CEPR Juin 2003 : The Phillips Curve Revisited*, Berlin (www.phillips-curve-revisited.de).
- Estrella A. et F. S. Mishkin (2000)**, « Rethinking the Role of NAIRU in Monetary Policy: Implications of Model Formulation and Uncertainty », *NBER Working Paper*, n° w6518, September.

- Fabiani S. et R. Mestre (2000)**, « Alternative measures of the NAIRU in the euro area: estimates and assesment », *European Central Bank Working Paper Series*, n° 17, mars.
- Fisher I. (1926)**, « A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes » in *International Labour Review*, Vol. 13, n° 6 ; *republié dans* Fisher I. (1973), « I Discovered the Phillips Curve: "A Statistical Relation between Unemployment and Price Changes" » in *Lost and Found, The Journal of Political Economy*, Vol. 81, n° 2, Part 1., pp. 496-502.
- Friedman M. (1968)**, « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, mars.
- Franz W. (2003)**, « Will the (German) NAIRU Please Stand up? », *Document de travail Conférence du CEPR Juin 2003 : The Phillips Curve Revisited, Berlin* (www.phillips-curve-revisited.de).
- Gordon R. J. (1977)**, « The Theory of Domestic Inflation », in *Analysis of Domestic Inflation, The American Economic Review*, Vol. 67, n° 1, Papers and Proceedings of the Eighty-ninth Annual Meeting of the American Economic Association, pp. 128-134.
- Gordon R. J. (1997)**, « The Time-varying NAIRU and its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 11, n° 1.
- Gordon R. J. (1998)**, « Foundations of the Goldilocks Economy: Supply Shocks and the Time-Varying NAIRU », *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1998, n° 2, pp. 297-333.
- Gordon R. J. (1999)**, « The Aftermath of the 1992 ERM Breakup: Was there a Macroeconomic Free Lunch ? », *NBER Working Paper Series*, n° 6964.
- Gordon R. J. et S. King (1982)**, « The Output Cost of Disinflation in Traditional and Vector Autoregressive Models », *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1982, n° 1, pp. 205-244.
- Gourierroux C. et A. Monfort (1990)**, *Séries temporelles et modèles dynamiques*, Economica.
- Hamilton J. D. (1986)**, « A Standard Error for the Estimated State Vector of a State-Space Model », *Journal of Econometrics*, n° 33, pp. 387-397.
- Hamilton J. D. (1994a)**, *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hamilton J. D. (1994b)**, « State-Space Models », in *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, ed. by R. Engle and D. McFadden, North-Holland.
- Harvey A. C. (1985)**, « Trends and cycles in macroeconomic time series », *Journal of Business and Economic Statistics*, n° 3, pp. 216-27.

- Harvey A. C. (1989)**, *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter Analysis*, Cambridge University Press.
- Heyer E. et X. Timbeau (2002)**, « Le chômage structurel à 5 % en France ? », *Revue de l'OFCE*, n° 80, janvier.
- Irac (2000)**, « Estimation of a time varying NAIRU for France », *Note d'études et de recherche de la Banque de France*, n° 75, juillet.
- Keynes J. M. (1939)**, « How to Pay for the War: A radical plan for the Chancellor of the Exchequer ».
- King R. G., J. H. Stock et M. Watson (1995)**, « Temporal instability of the unemployment-inflation relationship », *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago*, n° 19, pp. 2-12.
- L'Horty Y. et Thibault F. (1997)**, « Le NAIRU en France : les insuffisances d'une courbe de Phillips », *Economie et prévision*, n° 127.
- L'Horty Y. et Thibault F. (1998)**, « Le chômage d'équilibre, de quoi parlons-nous ? », *Revue française d'économie politique*, Vol. XIII, n° 4, automne 1998.
- Laubach T. (2001)**, « Measuring the NAIRU : evidence from seven economies », *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 83, n° 2, mai, pp.218-231.
- Layard R., Nickell S. et Jackman N. (1991)**, *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- Le Bihan H. et H. Sterdyniak, (1998)**, « Courbe de Phillips et modèle WS-PS. », *Revue Economique*, mai.
- Lemoine M. et F. Pelgrin (2003)**, « Introduction aux modèles Espace-Etat et au filtre de Kalman », *Revue de l'OFCE*, n° 86, juillet.
- Lerner A. P. (1951)**, *Economics of Employment*, New York.
- Lindbeck A. (1993)**, *Unemployment and Macroeconomics*, The MIT Press, Cambridge.
- Lindbeck A. et Snower D. (1988)**, *The Insider-Outsider Theory of Employment and Unemployment*, The MIT Press, Cambridge.
- Lipsey R. G. (1960)**, « The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis », *Economica*, New Series, Vol. 27, n° 105, février, pp. 1-31.

- Logeay C. et S. Tober (2003)**, « Time-varying Nairu and real interest rates in the Euro Area », *Discussion Papers du DIW*, n° 351.
- Lucas R. E. Jr. (1972)**, « Expectations and the Neutrality of Money », *Journal of Economic Theory*, avril, n° 4, pp.103-24.
- Mc Morrow K. et W. Roeger (2000)**, « Time - Varying Nairu / Nawru Estimates for the EU's Member States », *European Commission Economic Paper*, n° 145, septembre.
- Okun A. (1962)**, « Potential GNP : its Measurement and Significance », in Okun A., 1970, *The Political Economy of Prosperity*, The Brookings Institution, Washington D.C.
- Passeron V. et F. Romans (2002)**, « Prévoir l'évolution des salaire en France », *Note de conjoncture de l'INSEE*, mars, pp. 23-34.
- Peersman G. et F. Smets (1999)**, « Uncertainty and the Taylor rule in a simple model of the euro-area economy », *Proceedings of the Federal Reserve Bank of San Francisco*.
- Perry G. L. (1964)**, « The Determinants of Wage Rate Changes and the Inflation-Unemployment Trade-Off for the United States », *Review of Economic Studies*, Vol. 31, n° 4, pp. 287-308.
- Pfeffermann D. et R. Tiller (2003)**, « Bootstrap Approximation to Prediction MSE for State-Space Models with Estimated Parameters », *Mimeo* <http://atar.mscc.huji.ac.il/~popstud/pfeffermann/newstate2.html> (16/12/2003)
- Phelps E. S. (1967)**, « Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time », *Economica*, New Series, Vol. 34, n° 135, août, pp. 254-281.
- Phelps E. S. (1968)**, « Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium », *The Journal of Political Economy*, Vol. 76, n°4, Part 2: Issues in Monetary Research, juillet-aût, pp. 678-711.
- Phillips A. W. (1958)**, « The relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the UK, 1861-1957 », *Economica*, New Series, Vol. 25, n° 100, novembre, pp. 283-299.
- Quenneville B. et A. C.Singh (2000)**, « Bayesian Prediction Mean Squared Error for State Space Models with Estimated Parameters », *Journal of Time Series Analysis*, Vol. 21, n° 2, mars.
- Ralle P. et J. Toujas-Bernatte (1990)**, « Indexation des salaires : la rupture de 1983 », *Economie et Prévision*, n° 92-93, pp.187-194.

- Reynès F. (2003)**, « La Courbe de Phillips : un modèle plus général que la courbe WS », *Document de travail présenté au LIIème CONGRES de l'AFSE*, 18 et 19 septembre, www.afse.asso.fr.
- 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 », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 250.
- Roberts J. (1997)**, « The Wage Curve and the Phillips Curve », *Working Paper 97-57, Federal Reserve Board, Finance and Economics Discussion Series*, novembre.
- Samuelson P. A. et R. M. Solow (1960)**, « Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy » in *The American Economic Review*, Vol. 50, n° 2, pp. 177-194.
- 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 », in *European Economic Review*, n° 36, pp. 119-136.
- Slacalek J. (2003)**, « Productivity and the Natural Rate of Unemployment », *Document de Travail*, www.econ.jhu.edu/people/slacalek/ (16/12/2003).
- Staiger D., J. H. Stock et M. W. Watson (1996)**, « How precise are estimates of the natural rate of unemployment », *NBER Working Paper Series*, n° 5477.
- Sterdyniak H., H. Le Bihan, P. Cour, H. Delessy (1997)**, « Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches », *Revue de l'OFCE*, n° 60, janvier.
- Stock J. H. (1994)**, « Unit Roots, Structural Breaks and Trends », in R. Engle et D. McFadden eds., *Handbook of Econometrics*, Vol. 4, Amsterdam : Elsevier.
- Stock J. H. et M. W. Watson (1998)**, « Asymptotically Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model », *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 93, n° 441, mars, pp 349-358.
- Turner D. et E. Seghezza (1999)**, « Testing for a common OECD Phillips Curve », *OECD Economics Department Working Papers*, n° 219.

Annexe A : Estimations du modèle structurel

A.1. France : Equations de salaire

1970 :4-2002 :2 Méthode	(a) MCO	(b) KALMAN	(c) KALMAN	(d) KALMAN/ LOGIST	
Z_t/b (en %)	12,89 (15,85) ³	12,89 (53,38) ³	14,05 ^I (18,10) 14,08 ^F (27,21)	11,29 ^I (6,50) 13,73 ^F (21,15) $\sigma = 0,43$ $\tau/\sigma = 82:2$	Z_t/b
\hat{p}_{ct} [0-2]	0,74 (15,36) ³	0,74 (27,42) ³	0,75 ^I (8,00) 0,49 ^F (2,74)	0,91 ^I (10,49) 0,54 ^F (3,71) $\sigma = 0,43$ $\tau/\sigma = 82:2$	a_t
U_t	0,19 (14,95)	0,19 (14,11)	0,17 (6,34)	0,18 (6,64)	b
\dot{U}_t	0,66 (4,29)	0,66 (3,80)	0,64 (3,78)	0,59 (3,34)	b_2
Dummies ¹	81:2-82:2 82:3	81:2-82:2 82:3	81:2-82:2 82:3	81:2-82:2 82:3	
$\sigma_{Z/b}^2$	—	0	0,01	—	
σ_a^2	—	0	5e ⁻⁴	—	
R ² centré	0,94	—	—	—	
DW	1,01 ²	—	—	—	
SEE	0,32 %	—	—	—	
Likelihood	553,68	540,71	547,39	555,41	
Akaike	-8,59	-8,40	-8,51	-8,51	
Schwarz	-8,41	-8,25	-8,35	-8,17	
Hannan-Quinn	—	-8,34	-8,45	-8,37	
TCE _{LT} 71-80	4,09	4,09	4,22	4,27	
Ecart-type	0,26	0,26	0,51	—	
TCE _{LT} 92-01	10,02	10,02	10,19	10,29	
Ecart-type	0,21	0,21	0,30	—	

1. Les variables indicatrices 81:2-82:2 et 82:3 prennent en compte respectivement la réduction du temps de travail à 39 heures et le blocage des salaires.

2. La correction de Cochrane-Orcutt montre que l'auto-corrélation des résidus a un faible impact sur la valeur des coefficients.

3. Le t de Student estimé par le filtre de Kalman est supérieur à celui estimé par les MCO car seule l'incertitude filtrée est prise en compte (annexe B).

Notations A.1-4 : *** : non significatif à 10 % ; t de Student entre parenthèse ; retards entre crochet ; DW : Statistique de Durbin-Watson ; SEE : Standard Error of Estimate (écart-type des résidus) ; I : valeur initiale ; F : valeur finale.

A.2. Etats-Unis : Equations de salaire

1970 :1-2002 :2 Méthode	(a) MCO	(b) KALMAN	(c) KALMAN	
Z_t / b (en %)	6,60 (12,55) ³	6,58 (14,25) ³	6,53 ^I (8,15) 6,64 ^F (7,97)	Z_t / b
\hat{p}_{ct} [0-3]	1 (-)	1 (-)	1 (-)	a
U_t	0,13 (3,53)	0,13 (3,71)	0,11 (2,82)	b
\dot{U}_t [1]	0,25 ^{***} (1,62)	0,25 ^{***} (1,17)	0,25 ^{***} (1,11)	b_2
$\hat{\pi}_t$ [0-2]	0,50 (4,37) ³	0,51 (5,60) ³	0,48 ^I (3,27) 0,53 ^F (3,42)	d_t
$\sigma_{Z/b}^2$	—	0	0,01	
σ_d^2	—	0	0,001	
R ² centré	0,45	—	—	
SEE	0,57 %	—	—	
DW	1,98	—	—	
Likelihood	492,52	481,33	482,48	
Akaike	-7,44	-7,28	-7,30	
Schwarz	-7,24	-7,11	-7,12	
Hannan-Quinn	—	-7,21	-7,23	
TCE _{LT} 70-01	5,13	5,13	4,99	
Ecart-type	0,51	0,48	0,59	

A.3. Equation de prix de consommation *

Equation Pays Période Méthode	(a) <i>France</i> 1970 :4-2002 :2 MCO	(b) <i>Etats-Unis</i> 1970 :1-2002 :2 MCO	
\dot{p}_{Mt}	0,14 (12,17)	0,05 (6,09)	<i>n</i>
R ² centré	0,88	0,87	
SEE	0,38 %	0,24 %	
DW	1,86	1,37	
Likelihood	528,59	599,08	
Akaike	-8,31	-9,20	
Schwarz	-8,29	-9,18	

* La spécification de l'équation de prix de consommation (2) est validée par les données : le test de Wald ne rejette pas l'hypothèse selon laquelle la somme des coefficients du prix des importations et du prix de valeur ajoutée est égale à l'unité : $\chi^2 = 0,013$, $p = 0,91$ (Etats-Unis) ; $\chi^2 = 1,871$, $p = 0,17$ (France).

A.4. Equation de prix de valeur ajoutée

Equation Pays Période Méthode	(a) <i>France</i> 1970 :4-2002 :2 MCO	(b) <i>Etats-Unis</i> 1970 :1-2002 :2 MCO	
\dot{p}_{Vt-1}	0,15 (1,86)	0,54 (8,63)	<i>v</i>
\dot{c}_{Ut}	0,26 (5,51)	0,17 (4,81)	<i>λ</i>
m_{t-1}	0,08 (7,76)	0,09 (8,63)	<i>μ</i>
ψ_0	0,20 ^{***} (0,96)	0,38 (5,17)	ψ_0
T_{UCt-1}	0,42 (1,71)	0,21 (2,28)	ψ_1
Dummies	82:3	–	
R ² centré	0,81	0,77	
SEE	0,44 %	0,33 %	
DW	2,03	2,36	
Likelihood	511,83	559,54	
Akaike	-7,97	-8,53	
Schwarz	-7,83	-8,42	

Annexe B : La mesure de l'incertitude

L'incertitude qui entoure les estimations du TCE a essentiellement deux sources : d'une part, l'incertitude théorique provenant de l'ignorance de la vraie spécification du modèle ; d'autre part, l'incertitude statistique, liée à l'estimation économétrique du modèle retenu. La première, sans doute la plus importante, est particulièrement difficile à évaluer et est d'ailleurs largement laissée de côté dans la littérature. La deuxième a fait l'objet d'une attention particulière dans les études récentes, mais force est de constater que leurs résultats divergent fortement. Par exemple, l'écart-type du TV-NAIRU américain se situerait dans une fourchette de 0,7 à 1,2 % selon Staiger *et alii* (1996) et entre 0,6 et 2,7 % selon Laubach (2001). Celui de la France est estimé à 1,6 % par Mc Morrow et Roegger (2000), entre 0,8 et 1,7 % selon Irac (1999) et entre 1,4 et 9,6 % selon Laubach (2001). En appliquant l'approche structurelle, Sterdyniak *et alii* (1997) évalue les écart-types des TCE américain et français aux alentours de 0,25 % alors la Commission européenne (1995) obtient des ordres de grandeur bien plus élevés (8 %). La forte imprécision de certaines estimations remet en cause la pertinence du concept de TCE.

Ces grands écarts de diagnostic proviennent, d'une part, de la spécification du modèle estimé, et d'autre part, de la procédure de calcul de l'écart-type. Les méthodes utilisées dans les approches TV-NAIRU et structurelle sont présentées ici successivement.

L'écart-type du TV-NAIRU

La procédure du filtre de Kalman fournit une estimation de l'écart-type de la variable d'état, c'est-à-dire de l'incertitude « filtrée ». Cependant, cette mesure doit être considérée avec précaution car elle suppose connus les coefficients du modèle (ou paramètres) alors qu'ils sont la plupart du temps estimés. Les procédures décrites par Ansley et Kohn (1986) et Hamilton (1986, 1994a, 1994b) sont les deux principales mises en œuvre pour tenir compte aussi de l'incertitude paramétrique²⁵. Pour les estimations de TV-NAIRU, Staiger *et alii* (1996) retiennent la première alors que Richardson *et alii* (2000), Irac (2000) et Laubach (2001) privilégient la seconde.

²⁵ Quenneville et Singh (2000) ou Pfeiffermann et Tiller (2003), qui confrontent les performances statistiques de ces deux procédures, proposent aussi d'autres méthodes. En particulier, il est possible d'utiliser des techniques de « bootstrap » (pour une application dans le cas TV-NAIRU voir Franz, 2003).

A titre d'illustration, nous considérons le modèle de Gordon (1997). Comme point de départ, les deux procédures décomposent l'erreur de mesure du TV-NAIRU en deux termes :

$$(b.1) \quad U_{TVNt} - U_{TVNt/\hat{\Phi}} = (U_{TVNt} - U_{TVNt/\Phi}) + (U_{TVNt/\Phi} - U_{TVNt/\hat{\Phi}})$$

Où $\Phi = \{\phi_i\} \sim N(0, V(\Phi))$ est le vecteur des coefficients et $\hat{\Phi}$ son estimation.

Le premier correspond à l'erreur filtrée et le second à l'erreur paramétrique. Comme elles sont indépendantes (pour la démonstration voir Hamilton, 1986), la variance du TV-NAIRU s'écrit :

$$(b.2) \quad V(U_{TVNt/\Phi}) = V(U_{TVNt} - U_{TVNt/\Phi}) + V(U_{TVNt/\Phi} - U_{TVNt/\hat{\Phi}})$$

Elle n'est pas estimable car Φ est inconnu. La procédure d'Hamilton (1986, 1994a, 1994b) consiste à procéder à k simulations de Monte Carlo de Φ à partir de sa distribution estimée, la variance du TV-NAIRU étant ensuite approximée par la moyenne des variances pour chaque simulation :

$$(b.3) \quad V(U_{TVNt}) = \frac{1}{k} \sum_{j=1}^k V(U_{TVNt/\Phi_j})$$

La procédure de Ansley et Kohn (1986) dite méthode Delta consiste à remplacer Φ par $\hat{\Phi}$ pour le calcul de l'erreur filtrée, alors que l'erreur paramétrique est approximée par un développement limité d'ordre 1 :

$$(b.4) \quad U_{TVNt/\Phi} - U_{TVNt/\hat{\Phi}} \approx \frac{\partial U_{TVNt/\Phi}}{\partial \Phi} (\Phi - \hat{\Phi})$$

Grâce au théorème central limite, on déduit de cette approximation la variance de l'erreur paramétrique :

$$(b.5) \quad V(U_{TVNt/\Phi} - U_{TVNt/\hat{\Phi}}) = \left(\frac{\partial U_{TVNt/\Phi}}{\partial \Phi} \right) \frac{V(\Phi)}{N} \left(\frac{\partial U_{TVNt/\Phi}}{\partial \Phi} \right)'$$

Où N est le nombre d'observations.

Ces deux procédures présentent l'avantage de corriger l'estimation de l'écart-type de la variable d'état fournie directement par le filtre de Kalman. Cependant, comme elles ne tiennent pas compte des covariances entre le TV-NAIRU et les coefficients estimés, elles tendent à surestimer son imprécision. Une manière d'éviter ce biais est de supposer que les coefficients sont des variables d'état de variance nulle, l'algorithme de Kalman permettant alors d'estimer directement la matrice des variances-covariances correspondante.

Comme le filtre de Kalman ne permet pas d'estimer un modèle dont les variables d'état interviennent sous une forme non linéaire, l'estimation de l'écart-type du TV-NAIRU nécessite de faire appel aux méthodes d'estimation des modèles espace-état non linéaires (voir par exemple, les chapitres 10 et 11 de Durbin et Koopman, 2001).

Dans le cas présent, il s'agit d'approximer $\phi_{5t}(U_t - U_{TVNt})$ par un développement limité du premier ordre au voisinage de $\phi_{5t}^{(0)}$ et de $U_{TVNt}^{(0)}$:

$$(b.6) \quad \phi_{5t}(U_t - U_{TVNt}) \approx \phi_{5t}^{(0)}U_{TVNt}^{(0)} + \phi_{5t}^{(1)}(U_t - U_{TVNt}^{(0)}) - U_{TVNt}^{(0)}\phi_{5t}^{(0)}$$

Le modèle (30) peut alors être reformulé :

$$(b.7) \quad \begin{cases} \hat{p}_{Ct} = \phi_{1t}^{(1)}\dot{p}_{Ct-1} + \phi_{2t}^{(1)}\dot{p}_{Ct-2} + \phi_{3t}^{(1)}\dot{p}_{Ct-3} + (1 - \phi_{1t}^{(1)} - \phi_{2t}^{(1)} - \phi_{3t}^{(1)})\dot{p}_{Ct-4} \\ \quad + \phi_{4t}^{(1)}(\dot{p}_{Mt} - \dot{p}_{Ct}) - \phi_{5t}^{(1)}(U_t - U_{TVNt}^{(0)}) + U_{TVNt}^{(0)}\phi_{5t}^{(0)} + \phi_{6t}^{(1)}\dot{U} + \varepsilon_{\hat{p}_{Ct}} \\ U_{TVNt}^{(1)} = U_{TVNt}^{(0)} + \varepsilon_{U_{TVNt}} \\ \phi_{it}^{(1)} = \phi_{it}^{(0)} + \varepsilon_{\phi_{it}} \end{cases}$$

Où $\hat{p}_{Ct} = \dot{p}_{Ct} + \phi_{5t}^{(0)}U_{TVNt}^{(0)}$ et $\sigma_{\phi_i}^2 = 0$

Il est estimé de façon itérative. A chaque itération, U_{TVNt} et ϕ_{it} sont réestimés et la variable \hat{p}_{Ct} recalculée : l'estimation récente (désignée par un 1 en exposant) remplace l'ancienne (désignée par un 0). La procédure est arrêtée lorsqu'elle converge vers des solutions stables : $X_t^{(1)} - X_t^{(0)} \rightarrow 0$ où $X_t = (U_{TVNt}, \phi_{it})$. Dans cet article, les écart-types du TV-NAIRU ont été calculés par cette approche.

L'écart-type du TCE de l'approche structurelle

Dans l'approche structurelle, le TCE_{LT} est une fonction de variables et de paramètres estimés (équation (11)). Pour mesurer son incertitude, Setterfield *et alii* (1992), la Commission Européenne (1995) ou Mc Morrow et Roegger (2000)²⁶ proposent de calculer les bornes haute et basse du TCE en fonction des valeurs limites des paramètres estimés :

$$(b.8) \quad \begin{cases} U_{LTi}^{\min} = ((Z - t_s \sigma_Z - (1 - (a - t_s \sigma_a))\dot{p}_{Ct}^T - (1 - (d - t_s \sigma_d))\dot{\pi}_t^T) / (b - t_s \sigma_b)) \\ U_{LTi}^{\max} = ((Z + t_s \sigma_Z - (1 - (a + t_s \sigma_a))\dot{p}_{Ct}^T - (1 - (d + t_s \sigma_d))\dot{\pi}_t^T) / (b + t_s \sigma_b)) \end{cases}$$

Où t_s est le t de Student correspondant au seuil choisi pour l'intervalle de confiance et $\sigma_Z, \sigma_a, \sigma_b, \sigma_d$ les écarts-types des coefficients Z, a, b et d .

Cette méthode ne calcule pas un intervalle de confiance au sens statistique puisque les covariances entre les paramètres estimés ne sont pas considérées. Elle exagère donc l'incertitude autour du TCE et ceci d'autant plus que les paramètres interviennent sous une forme non linéaire.

Du fait de cette non linéarité, il est difficile d'estimer directement l'écart-type du TCE_{LT} . L'approche que nous avons utilisée consiste à réestimer l'équation de salaire (1) sous une forme non linéaire de façon à ce que le TCE_{LT} soit une fonction linéaire de ses paramètres :

²⁶ En réalité, Mc Morrow et Roegger (2000) applique cette méthode dans une approche TV-NAIRU, ce dernier ne dépendant que de variables déterministes (tableau 1.3).

$$(b.9) \quad \dot{w}_t = (\gamma_t + \alpha_t \hat{p}_{Ct} + \delta_t \hat{\pi}_t - U_t) / \lambda_t$$

Où $\lambda_t = 1/b_t$, $\gamma_t = Z_t/b_t$, $\alpha_t = a_t/b_t$, $\delta_t = d_t/b_t$

Le TCE_{LT} et sa variance s'écrivent respectivement :

$$(b.10) \quad U_{LTt} = \gamma_t + \alpha_t \dot{p}_{Ct}^T + \delta_t \dot{\pi}_t^T - \lambda_t (\dot{p}_{Ct}^T + \dot{\pi}_t^T)$$

$$(b.11) \quad V(U_{LTt}) = V(\gamma_t) + V(\alpha_t) \cdot (\dot{p}_{Ct}^T)^2 + V(\delta_t) \cdot (\dot{\pi}_t^T)^2 - V(\lambda_t) (\dot{p}_{Ct}^T + \dot{\pi}_t^T)^2 \\ + 2 \text{cov}(\gamma_t, \alpha_t) \cdot (\dot{p}_{Ct}^T) + \dots - 2 \text{cov}(\delta_t, \lambda_t) \cdot (\dot{\pi}_t^T) \cdot (\dot{p}_{Ct}^T + \dot{\pi}_t^T)$$

Si les coefficients sont supposés constants, (b.9) peut être estimée par les MCO non linéaires²⁷. Sinon, il est nécessaire de reprendre la méthode d'estimation des modèles espace-état non linéaires décrite dans la précédente section. Au voisinage de $\tilde{Z}_t^{(0)}$ et de $\lambda_t^{(0)}$, le développement limité du premier ordre de (b.9) s'écrit :

$$(b.12) \quad \dot{w}_t \approx (\tilde{Z}_t^{(0)} - U_t) / \lambda_t^{(0)} + (\tilde{Z}_t^{(1)} - \tilde{Z}_t^{(0)}) / \lambda_t^{(0)} + (\lambda_t^{(1)} - \lambda_t^{(0)}) (U_t - \tilde{Z}_t^{(0)}) / (\lambda_t^{(0)})^2$$

Où $\tilde{Z}_t^{(i)} = \gamma_t^{(i)} + \alpha_t^{(i)} \hat{p}_{Ct} + \delta_t^{(i)} \hat{\pi}_t$

Le modèle espace-état estimé devient alors :

$$(b.13) \quad \begin{cases} \hat{w}_t = (\gamma_t^{(1)} + \alpha_t^{(1)} \hat{p}_{Ct} + \delta_t^{(1)} \hat{\pi}_t) \cdot \hat{Z}_t + \lambda_t^{(1)} \cdot \hat{\lambda}_t + \varepsilon_{\hat{w}_t} \\ \lambda_t^{(1)} = \lambda_{t-1}^{(1)} + \varepsilon_{\lambda_t} \\ \gamma_t^{(1)} = \gamma_{t-1}^{(1)} + \varepsilon_{\gamma_t} \\ \alpha_t^{(1)} = \alpha_{t-1}^{(1)} + \varepsilon_{\alpha_t} \\ \delta_t^{(1)} = \delta_{t-1}^{(1)} + \varepsilon_{\delta_t} \\ U_{LTt} = \gamma_t^{(1)} + \alpha_t^{(1)} \dot{p}_t^T + \delta_t^{(1)} \dot{\pi}_t^T - \lambda_t^{(1)} (\dot{p}_t^T + \dot{\pi}_t^T) \end{cases}$$

Où $\hat{w}_t = \dot{w}_t + (2U_t - \tilde{Z}_t^{(0)}) / \lambda_t^{(0)}$, $\hat{Z}_t = 1 / \lambda_t^{(0)}$, $\hat{\lambda}_t = (U_t - \tilde{Z}_t^{(0)}) / (\lambda_t^{(0)})^2$

Ici aussi, la procédure itérative est arrêtée lorsqu'elle converge vers des solutions stables :

$X_t^{(1)} - X_t^{(0)} \rightarrow 0$ où $X_t^{(i)} = (\lambda_t^{(i)}, \gamma_t^{(i)}, \alpha_t^{(i)}, \delta_t^{(i)})$.

²⁷ Sterdyniak *et alii* (1997) utilisent cette méthode pour estimer l'écart-type du TCE de plusieurs pays mais pour un cas particulier de l'équation (1) : $a = 1$ et $d = 0$.

Annexe C : L'impact des chocs temporaires et permanents

L'application numérique illustre l'importance de distinguer l'impact des chocs permanents et transitoires sur le TCE et la nécessité de définir un concept qui garantissent la stabilité de l'inflation à moyen terme. Elle est réalisée à partir d'une version contrainte de la courbe de Phillips réduite (6) ($a = 1$, $\lambda + \nu = 1$, $b_1 = \text{Ajust}_t = \varepsilon_{\dot{p}_{Ct}} = 0$) :

$$(c.1) \quad \dot{p}_{Ct} = \dot{p}_{Ct-1} + Z_{LTt}^T + Z_{MTt} - bU_t .$$

Les TCE_{LT} , TCE_{MT} et le ratio de sacrifice correspondent respectivement aux équations (11), (13) et (15). Avant le choc, l'économie évolue le long d'un sentier de croissance équilibrée avec un taux de chômage de 2 % et un rythme annuel d'inflation de 2 %. L'unité de temps étant le trimestre, les valeurs numériques de ce sentier exprimées en pourcentage sont : $b = 0,25$ et pour tout t , $\dot{p}_{Ct} = 0,5$; $Z_{LTt}^T = 0,5$; $Z_{MTt} = 0$; $U_t = U_{LTt} = 2$.

Suite à un *choc permanent*, $Z_{LTt}^T = 1$, la valeur du TCE_{LT} (et du TCE_{MT}) passe à 4 %. Si le taux de chômage n'augmente pas pendant les 4 premiers trimestres, l'inflation connaît une dérive. Si le taux de chômage atteint son niveau d'équilibre au cinquième trimestre, l'inflation se stabilise mais à un rythme plus élevé qu'avant le choc (2,5 %). Pour retourner au rythme d'inflation de départ, un sur-chômage transitoire de 8 points, correspondant à la valeur du ratio de sacrifice, est nécessaire.

C.1. Impact d'un choc permanent

	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9	T10	...	T ∞
\dot{p}_{Ct}	1	1,5	2	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	2,5	...	2,5
U_t	2	2	2	2	4	4	4	4	4	4	...	4
Z_{LTt}^T	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	...	1
\ddot{p}_{Ct}	0,5	0,5	0,5	0,5	0	0	0	0	0	0	...	0

Considérons maintenant, un *choc transitoire* : $Z_{MTt} = 1$ pendant 1 trimestre. Si le taux de chômage reste à son niveau de long terme, l'inflation augmente à la première période et se stabilise à un niveau plus élevé par la suite (1,5 %). Pour retourner à l'ancien rythme d'inflation, un sur-chômage de 4 points, correspondant à l'augmentation du TCE_{MT} , doit être accumulé. Si, à partir du cinquième trimestre, le taux de chômage augmente de 1 point pendant 4 trimestres, l'inflation retourne à son niveau initial au huitième trimestre, et le taux de chômage peut rejoindre son niveau de long terme au neuvième.

C.2. Impact d'un choc transitoire

	T1	T2	T3	T4	T5	T6	T7	T8	T9	T10	...	T ∞
\dot{p}_{Ct}	1,5	1,5	1,5	1,5	1,25	1	0,75	0,5	0,5	0,5	...	0,5
U_t	2	2	2	2	3	3	3	3	2	2	...	2
Z_{Lt}^T	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	0,5	...	0,5
Z_{Mt}	1	0	0	0	0	0	0	0	0	0	...	0
\ddot{p}_{Ct}	1	0	0	0	-0,25	-0,25	-0,25	-0,25	0	0	...	0

Annexe D : Le modèle du triangle de Gordon (1977, 1997)

Le modèle du triangle a pour objectif de résoudre le problème d'interprétation lié à la forte volatilité du TCE de court terme (Gordon, 1977, 1997)²⁸. Pour ce faire, il distingue trois sources d'inflation : (1) l'inertie des prix, (2) l'excès de demande et (3) les chocs d'offre. Si l'on fait abstraction des retards, il s'écrit :

$$(d.1) \quad \dot{p}_t = \dot{p}_{t-1} + D_t + O_t$$

Où D et O représentent respectivement la contribution des variables de demande et d'offre.

Ce modèle fait la synthèse de trois théories de l'inflation. La première est liée aux anticipations qui, à la suite de Friedman (1968), sont supposées adaptatives. La deuxième fait référence à la théorie de l'inflation par la demande développée par Keynes (1939) – « demand-pull theory of inflation » – selon laquelle l'inflation résulte d'une demande excessive par rapport au plein emploi des facteurs de production. La troisième s'inspire de la théorie de l'inflation par les coûts formalisée notamment par Lerner (1951) – « cost-push or sellers' theory of inflation ».

Afin d'estimer un TCE, l'excès de demande est mesuré par l'écart du taux de chômage au TCE_{LT} – « unemployment gap » :

$$(d.2) \quad D_t = -b(U_t - U_{LT})$$

D'autres indicateurs sont considérés : l'écart du PIB au PIB potentiel – « output gap » – ou l'écart du taux d'utilisation des capacités de production (TUC) au TUC potentiel. A moins de postuler une parfaite symétrie entre les marchés des biens et du travail, ces trois indicateurs ne sont pourtant pas interchangeables. Pour justifier leur équivalence – à une fonction linéaire près –, la plupart des auteurs, à l'image de Gordon (1997), se réfère à la relation d'Okun (1962). Cependant, la stabilité de cette relation a souvent été remise en cause (voir annexe E).

Comme les chocs d'offre sont responsables de la volatilité du TCE de court terme, Gordon propose de définir le TCE qui stabilise l'inflation en l'absence de chocs d'offre. Il justifie la pertinence d'un tel concept par le fait que les chocs d'offre ont un effet temporaire sur

²⁸ Selon Gordon (1977, 1997), il permettait aussi d'expliquer un résultat empirique gênant : la corrélation positive entre l'inflation et le taux de chômage dans les estimations de la courbe de Phillips réduite américaine au début des années 1970. Eller et Gordon (2003) retrouve une telle corrélation sur des données récentes en estimant une courbe de Phillips dite néo-keynésienne. Cette dernière fait dépendre l'inflation de l'inflation anticipée et de l'écart du taux de chômage à sa tendance calculée par un filtre HP.

l'inflation ²⁹. Ce point de vue est critiquable pour deux raisons. D'abord, il ne peut être exclu *a priori* que certains chocs d'offre aient un impact durable sur l'inflation et le TCE. Ainsi, d'après notre modèle structurel, une baisse des gains de productivité constitue-t-il un choc d'offre permanent. Ensuite, les autorités monétaires ayant une cible d'inflation en niveau, il est important de mesurer l'effet des chocs transitoires sur le TCE. Gordon lui-même éprouve des difficultés à interpréter son concept de TCE. En effet, dans Gordon (1998), il se contredit en expliquant la baisse du TCE qui stabilise l'inflation en l'absence de chocs d'offre par des chocs d'offre favorables : ralentissement des prix des ordinateurs et des soins médicaux.

Par contre, la distinction entre chocs transitoires et permanents est pertinente car elle permet de définir les concepts de TCE de moyen et long terme. D'ailleurs, dans la pratique, le modèle du triangle discrimine entre les variables ayant un effet transitoire – de moyenne nulle – et celles ayant un effet permanent – de moyenne non nulle, le TCE ne dépendant que de ces dernières. Leur caractère d'offre ou de demande des chocs permanents ou transitoires importe au final peu.

²⁹ « The standard concept is the "no-supply-shock" NAIRU, that is, the unemployment rate that is consistent with steady inflation in the absence of supply shocks » (Gordon, 1997, p. 15) [...] « in the long run, inflation is always and everywhere an excess nominal GDP phenomenon. Supply shocks will come and go. What remain to sustain long-run inflation is steady growth of nominal GDP in excess of the growth of the natural or potential real output » (Gordon, 1997, p. 17). « Without this qualification, the NAIRU would jump around as supply shocks came and went, which is not what most economist are trying to convey when they speak of the natural rate of unemployment » (Gordon, 1998, p. 304).

Annexe E : Variantes du modèle TV-NAIRU

De nombreuses variantes de la courbe de Phillips réduite (16) sont utilisées dans la littérature TV-NAIRU. Souvent, l'indice des prix de consommation est remplacé par celui des prix de valeur ajoutée ou par le salaire. Ces modifications restent compatibles avec notre modèle structurel qui peut être mathématiquement réduit en l'une ou l'autre de ces trois variables. Cependant, comme les décisions de la politique monétaire sont prises en fonction de l'évolution des prix et non de celle des salaires, le choix de l'inflation apparaît plus judicieux.

Par contre, les spécifications plus *ad hoc* faisant intervenir la part des salaires dans la valeur ajoutée ou le coût du travail (équation (e.1)) sont difficilement interprétables comme la forme réduite d'un modèle structurel. En effet, elles sont des équations de salaire particulières dont les salaires seraient indexés de façon unitaire sur la productivité et les prix. Le calcul d'un TV-NAIRU à partir d'une telle équation présente l'inconvénient de ne pas correspondre au concept de TCE qui stabilise l'inflation.

E.1. Variantes de la courbe de Phillips réduite *

Versions contraintes de (16)	Auteurs
<p>(e.1) $\dot{s}_t = a\dot{s}_{t-1} - B(U_t - U_{LTt}) + Z'_{MTt}$</p> <p>Chez Gordon (1998, 1999), $s_t = (w - \pi^T)_t$ est le coût du travail. Pour les autres, $s_t = (w - \pi^T - p)_t$ est la part des salaires dans la valeur ajoutée. $a = 0$ chez Fabiani et Mestre (2000) et Douven (2002).</p>	<p>Gordon (1998, 1999)</p> <p>Fabiani et Mestre (2000)</p> <p>Staiger <i>et alii</i> (2001)</p> <p>Douven (2002)</p> <p>Eller et Gordon (2003)</p>
<p>(e.2) $\ddot{p}_t = a\ddot{p}_{t-1} - B(U_t - U_{LTt}) + Z'_{MTt}$</p>	<p>King <i>et alii</i> (1995)</p> <p>Staiger <i>et alii</i> (1996)</p> <p>Fabiani et Mestre (2000)</p> <p>Laubach (2001)</p>

* Il est fait abstraction des retards éventuels.

D'autres travaux (équation (e.2)) retiennent les variations et non le niveau de l'inflation dans la courbe de Phillips réduite. Ce choix est généralement motivé par des considérations économétriques relatives à la non-stationnarité des variables, l'inflation étant supposée intégrée d'ordre 1. Un argument théorique peut aussi justifier cette spécification. Par rapport à (16), elle intègre un terme supplémentaire ($a\ddot{p}_{t-1}$) pouvant traduire un mécanisme de correction des erreurs anticipations passées. En effet, si les anticipations sont supposées

adaptatives, \dot{p}_{t-2} est l'inflation anticipée en $t-1$, et \ddot{p}_{t-1} l'erreur d'anticipation. Alors que d'un point de vue théorique, le signe de a est attendu positif, King *et alii* (1995) en estime une valeur négative difficile à interpréter³⁰.

Par ailleurs, d'autres méthodes que le filtre de Kalman sont utilisées. Douven (2002) et Mc Morrow et Roeger (2000) peuvent utiliser les MCO non linéaires car leur TCE ne dépend que de composantes déterministes (tableau 1.2 et 1.3). Staiger *et alii* (1996) estiment un TCE_{LT} avec rupture (équation (e.3)) ou grâce à une « cubic spline ». Enfin, Côté et Hostland (1994), Boone (2000), Richardson *et alii* (2000) retiennent un filtre Hodrick-Prescott multivarié (HPMV) : équation (e.4). En réalité, le filtre HPMV peut être estimé par le filtre de Kalman en généralisant les travaux de Harvey (1985) sur le filtre HP au cas multivarié (voir Boone, 2000).

E.2. Autres méthodes d'estimation du TV-NAIRU

Variante de (17)	Auteurs
(e.3) $U_{LTt} = U_{LTi}$ si $i \leq t < i + n$ où $n = 1, \dots, N$ – TCE avec rupture	Staiger <i>et alii</i> (1996) Fabiani et Mestre (2000)
(e.4) U_{LTt} minimise $\sum_{i=1}^t ((U_i - U_{LTi})^2 + \lambda_1 (\ddot{U}_{LTi})^2 + \lambda_2 \varepsilon_i)$ Où λ_1 et λ_2 sont les coefficients de pondération dont la valeur peut être imposée ou estimée (Côté et Hostland, 1994) et ε est le résidu de l'équation (16) – TCE calculé grâce à un filtre HPMV	Côté et Hostland (1994) Boone (2000) Richardson <i>et alii</i> (2000)

Quelques enrichissements du modèle

L'application du modèle de Gordon (1997) (équations (16) et (18)) au cas européen débouche généralement sur de mauvais résultats économétriques en termes de stabilité et de précision (Richardson *et alii*, 2000 ; Laubach, 2001). Pour surmonter ce problème, plusieurs études enrichissent le modèle avec d'autres équations de transition. Certains travaux imposent la stationnarité de l'écart entre le taux de chômage et le TCE. Apel et Jansson (1998, 1999), Laubach (2001) ou Boone *et alii* (2001) adoptent la spécification :

$$(e.5) \quad U_t - U_{LTt} = \varphi(U_{t-1} - U_{LTt-1}) + \varepsilon_t$$

³⁰ Les autres études citées retenant cette spécification n'exposent pas leurs résultats économétriques.

Comme le résidu est un bruit blanc et que φ est strictement inférieur à l'unité, l'espérance de l'écart entre le taux de chômage et le TCE est nulle. Heyer et Timbeau (2002) retiennent un modèle à correction d'erreur :

$$(e.6) \quad \dot{U}_t = \varphi_1(L)\dot{U}_{t-1} - \varphi_2(U_{t-1} - U_{LTt-1}) + Z_{MTt}'' + \varepsilon_t$$

Où Z_{MTt}'' sont des variables en moyenne nulles, en l'occurrence les prix de consommation et de valeur ajoutée en différence seconde. Ces deux équations présentent l'inconvénient de ne reposer sur aucun fondement théorique clair.

D'autres travaux complètent le modèle par des équations de mesure supplémentaires traduisant d'autres comportements macroéconomiques dans lesquels le TCE intervient. A l'image des travaux sur la croissance potentielle, il est possible d'intégrer une fonction de réaction (Peersman et Smets, 1999). Apel et Jansson (1998, 1999) préfère une relation d'Okun :

$$(e.7) \quad y_t - y_t^p = \varphi_3(U_{t-1} - U_{LTt}) + \varepsilon_t$$

Où y est la production et y^p la production potentielle qui est supposée suivre une marche aléatoire avec dérive :

$$(e.8) \quad y_t^p = \gamma + y_{t-1}^p + \varepsilon_t$$

Cependant, cette relation a fait l'objet de nombreuses critiques. La valeur du coefficient estimé (φ_3) généralement de l'ordre de 3 traduit des comportements de court terme tels que l'ajustement lent de l'emploi à la production ou des phénomènes de flexion de la population active. Elle est trop faible pour être vérifiée à moyen terme (voir Le Bihan *et alii*, 1997 ou Passet *et alii*, 1997).