HAL
open science

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. Revue Economique, 2005, 56 (3), pp.593 - 603. 10.3917/reco.563.0593 . hal-01304310

HAL Id: hal-01304310

https://sciencespo.hal.science/hal-01304310

Submitted on 19 Apr 2016

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/États-Unis

Éric Heyer
Frédéric Reynès
Henri Sterdyniak*

L'article compare, théoriquement et empiriquement, deux stratégies d'estimation du taux de chômage d'équilibre. L'introduction de variables observables dans l'approche TV-NAIRU *et de variables inobservables dans l'approche structurelle permet d'améliorer et de rapprocher ces méthodes, bien que des différences de diagnostics subsistent dans le cas français.*

OBSERVABLE AND UNOBSERVABLE VARIABLES
IN THE THEORY OF THE EQUILIBRIUM RATE OF UNEMPLOYMENT.
A COMPARISON BETWEEN FRANCE AND THE UNITED STATES

This paper confronts, theoretically and empirically, two estimation methods for the equilibrium rate of unemployment. The introduction of observable variables into the TV-NAIRU *approach and unobservable variables into the structural approach improves these two methods and makes them converge even though their diagnoses differ appreciably in the French case.*

Classification *JEL* : C13, C32, E24, E31

Bien que le taux de chômage d'équilibre (TCE) ait fait l'objet de nombreuses recherches depuis les travaux fondateurs de Phelps [1967, 1968] et Friedman [1968], il reste l'objet de débats théoriques ou empiriques. Est-il stable ou variable ? Observable ou inobservable ? A-t-il une existence propre ou est-ce une pure construction théorique ? Peut-il s'éloigner du taux de chômage effectif ? Peut-il dépendre de l'histoire de celui-ci ?

Le taux de chômage d'équilibre est celui qui assure la stabilité de l'inflation. C'est la cible soutenable pour le taux de chômage effectif. Le présent article confronte théoriquement et empiriquement les deux principales méthodes utili-

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

sées pour l'estimer[1]. Elles correspondent à deux conceptions théoriques différentes. 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 grâce à l'estimation du modèle structurel. 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 réduite, il détermine le processus inflationniste. Sa dynamique, considérée comme inobservable, est spécifiée selon une loi statistique et est estimée par une méthode économétrique à coefficients variables.

Les tests empiriques mettent en lumière les faiblesses de l'approche TV-NAIRU traditionnelle. Sur le plan économétrique, les estimations sont peu robustes car fortement sensibles aux hypothèses statistiques. D'un point de vue théorique, elle 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 n'étant pas identifiés, l'intérêt de ce concept pour la politique économique est limité. Au contraire, l'approche structurelle présente l'avantage d'identifier certains déterminants du TCE et donc de réduire sa composante inobservable.

La première partie de cet article présente le modèle structurel du TCE. Après avoir reformulé le modèle structurel comme une courbe de Phillips réduite, la deuxième partie expose le modèle TV-NAIRU et précise les notions de composantes observables et inobservables. Les parties suivantes présentent l'estimation des modèles TV-NAIRU et structurels pour la France et les États-Unis en utilisant des données trimestrielles couvrant la période 1970-2003. L'introduction de variables inobservables dans le modèle structurel (troisième partie) et de variables observables dans le TV-NAIRU (quatrième partie) rapproche ces méthodes, bien que leurs diagnostics restent différents dans le cas français.

LE TAUX DE CHÔMAGE D'ÉQUILIBRE STRUCTUREL

Deux spécifications du modèle structurel de formation des salaires coexistent, la courbe de Phillips et la courbe WS (voir, par exemple, Layard *et al.* [1991] ; Blanchard et Katz [1999] ; L'Horty et Thibault [1997] ; Sterdyniak *et al.* [1997] ; Chagny *et al*. [2002]). Notre préférence s'est portée sur la première pour trois raisons. D'un point de vue théorique, elle rend compte de l'asymétrie entre la formation des prix et des salaires, où seules les entreprises ont un objectif en niveau de taux de marge ou de profit (Debonneuil et Sterdyniak [1984]) ; elle n'oblige pas à faire des hypothèses arbitraires sur le salaire de réserve des travailleurs (Sterdyniak *et al.* [1997] ; Chagny *et al*. [2002]). 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 (Heyer *et al*. [2004]).

1. Nous ne considérerons pas ici les méthodes purement statistiques d'extraction de tendances du taux de chômage. 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 la littérature, *cf*. Le Bihan *et al.* [1997], Sterdyniak *et al.* [1997], ou Richardson *et al.* [2000].

À la différence d'une courbe WS à la Layard *et al.* [1991], la spécification générale de la courbe de Phillips ne postule pas *a priori* une indexation unitaire des salaires sur les prix et la productivité. Elle représente le résultat de négociations salariales, où les salariés ne sont pas toujours en mesure d'obtenir l'indexation automatique de leurs salaires sur les prix et où la référence à la hausse macroéconomique de la productivité du travail n'est pas obligatoirement faite. Soit :

$$\dot{w}_t = c + a\dot{p}_{Ct-1} - b\mathrm{U}_t + d\dot{\pi} + e\mathrm{X}_t + f \cdot \dot{\mathrm{Y}}_t \tag{1}$$

où w est le salaire nominal horaire, p_{C} le prix de consommation, U le taux de chômage, π la productivité du travail horaire, X des variables susceptibles d'influencer de façon permanente la formation des salaires (comme le taux de syndicalisation), Y des variables l'influençant de façon transitoire (comme le taux de cotisations salariés ou la variation du taux de chômage) et c un coefficient reflétant les pressions salariales[1].

Les prix de consommation sont une moyenne pondérée du prix des importations (p_{M}) et du prix de valeur ajoutée (p_{V}) :

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

Les entreprises déterminent leur prix de valeur ajoutée par maximisation de leur profit en situation de concurrence imparfaite. 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 ($c_{\mathrm{U}t} = w_t + \mathrm{T}_{Ct} - \pi_t$) :

$$p_{Vt}^d = c_{Ut} + m_t^d, \tag{3}$$

où T_{C} est le taux de cotisation sociale employeurs.

Le prix s'ajustant progressivement à son niveau désiré, les variations du prix de valeur ajoutée sont 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 peuvent aussi dépendre des variations passées, si les entreprises incorporent un taux d'inflation tendanciel dans la formation de leur prix :

$$\dot{p}_{Vt} = \lambda\dot{c}_{Ut} + \lambda'\dot{m}_t^d - \mu(m_{t-1} - m_{t-1}^d) + v\dot{p}_{Vt-1}, \tag{4}$$

avec $m_t = p_{Vt} - c_{Ut}$.

Le taux de marge désiré peut dépendre de variables comme les tensions sur les marchés (mesurées par le taux d'utilisation des capacités de production), le taux d'intérêt réel ou la situation de compétitivité.

Le TCE de long terme ($\mathrm{TCE}_{\mathrm{LT}}$, U_{LT}) est le niveau du taux de chômage qui garantit la stabilité de l'inflation à long terme. Selon les équations (1), (2), (3) et (4), il vaut :

$$\mathrm{U}_{LTt} = (c + e\mathrm{X}_t - (1-a)\dot{p}_{Ct-1} - (1-d)\dot{\pi}_t)/b \tag{5}$$

1. Les variables en majuscule sont spécifiées en niveau, celles en minuscule en logarithme. L'indice t correspond au temps. Tous les coefficients sont positifs et de long terme. La variable x_t en différence première est notée $\dot{x}_t$ et ε_{it} est le résidu de l'équation i supposé suivre une loi normale $\mathrm{N}(0, \sigma_{\varepsilon_i}^2)$.

Comme ce concept ne tient pas compte des chocs transitoires, il est empiriquement utile d'introduire un concept de TCE de moyen terme. Celui-ci est défini comme la trajectoire du taux de chômage qui stabilise l'inflation entre deux périodes (pour une discussion théorique et une évaluation empirique de ce concept, *cf.* Chagny *et al.* [2002] et Heyer *et al.* [2004]).

LE TV-NAIRU

Le modèle structurel (1), (2), (3) et (4) peut s'écrire sous la forme d'une courbe de Phillips réduite qualifiée par Gordon [1997] de « modèle du triangle » où l'inflation dépend de l'inflation passée, de l'écart du taux de chômage au TCE_{LT} et de chocs temporaires (Z_{MT}) :

$$\dot{p}_{Ct} = \dot{p}_{Ct-1} - b(U_t - U_{LT}) + Z_{MT} \tag{6}$$

où $Z_{MTt} = f \cdot \dot{Y}_t + n(\dot{p}_{Mt} - \dot{p}_{Vt}) + \dot{T}_{Ct} + \dot{m}_t^d$

Selon l'approche TV-NAIRU, le TCE_{LT} est une variable inobservable du modèle d'inflation (6). Déterminé de manière exogène à ce dernier, il est estimé simultanément avec la courbe de Phillips réduite par un filtre de Kalman (pour une description détaillée de la méthode économétrique, *cf.* Durbin et Koopman [2001]) et suit un processus stochastique dont la forme générale s'écrit :

$$U_{LTt} = \alpha \cdot U_{LTt-1} + c' + \rho_t + \beta \cdot U_t + \gamma \cdot Z'_{MTt} + \gamma' Z_{LTt} + \varepsilon_{U_{LT}t} \tag{7}$$

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_{LT} n'est qu'une reformulation algébrique de ce modèle pour certaines trajectoires des variables endogènes et exogènes : stabilité de l'inflation et absence de choc inflationniste transitoire. Il ne peut donc pas être déterminé en dehors de l'équation (6) et l'estimation du TCE_{LT} nécessite celle du modèle structurel.

L'approche TV-NAIRU est insatisfaisante sur plusieurs points. Elle ne permet pas de définir le concept de TCE de moyen terme. Supposant le TCE_{LT} totalement inobservable, de nombreuses études ne le font pas dépendre de variables exogènes et lui imposent une dynamique *ad hoc*. En suivant les études fondatrices de l'approche TV-NAIRU sur les États-Unis (King *et al.* [1995] ; Gordon [1997]), l'hypothèse de marche aléatoire est souvent retenue ($U_{LTt} = U_{LTt-1} + \varepsilon_{U_{LT}t}$). Un tel processus, caractérisé par une absence d'espérance fixe et une variance croissante au cours du temps, représente des phénomènes instables et persistants suite à un choc. Il n'est pertinent ni dans le cas américain où le taux de chômage est stationnaire et les TV-NAIRU estimés sont relativement stables, ni dans le cas français où le TCE_{LT} semble montrer une transition entre un niveau bas et un niveau élevé. Enfin, 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. C'est pourquoi les études récentes cherchent des déterminants observables au TV-NAIRU (McMorrow et Roeger [2000] ; Heyer et Timbeau [2002] ; Logeay et Tober [2003]). Mais, dans ce cas, il est peu cohérent de considérer le TV-NAIRU comme une variable *totalement* inobservable.

Les difficultés rencontrées par l'approche traditionnelle du TV-NAIRU proviennent d'une conception contestable du TCE. Dans cette approche, le TCE_{LT} est supposé suivre un processus totalement stochastique ; cela suppose que tous les déterminants de long terme de l'inflation suivent un tel processus. Dans le « modèle du triangle » de Gordon [1997] le seul déterminant de long terme de l'inflation est la constante de la courbe de Phillips réduite (6). Le taux de chômage qui stabilise l'inflation à long terme est alors simplement le ratio entre cette constante et le coefficient *b* mesurant la sensibilité de l'inflation au taux de chômage. Toute modification stochastique de ces deux coefficients est à même de faire évoluer le TCE_{LT} qui, dans ce cas seulement, est parfaitement inobservable. Or, comme le montre notre modèle structurel, il est possible que des variables observables conditionnent l'inflation à long terme. Le TCE_{LT}, qui en dépendra, ne peut alors plus être considéré comme parfaitement inobservable et il est donc peu pertinent de le modéliser *a priori* de manière totalement stochastique. Ces variables peuvent être des variables macroéconomiques observables (comme le taux de croissance de la productivité du travail, le taux d'inflation, le taux de cotisations sociales ou le taux d'intérêt) ; ce peut être des variables non directement observables (comme l'adéquation des offres et des demandes d'emplois, l'influence des syndicats, la stratégie patronale), variables qu'il peut être peu pertinent de modéliser de façon stochastique.

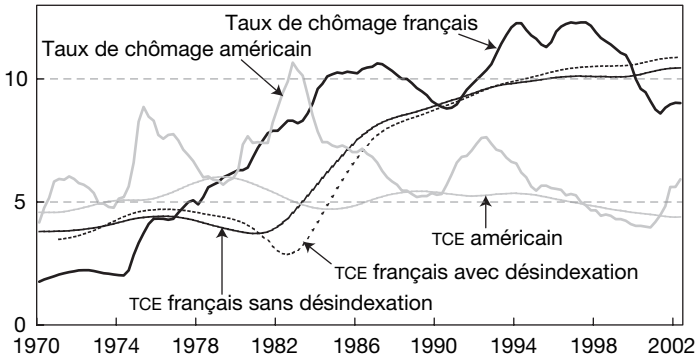
LES ESTIMATIONS DU MODÈLE STRUCTUREL

Nous avons d'abord utilisé l'approche structurelle standard à coefficients constants. Selon l'estimation du modèle structurel (1), (2), (3) et (4), l'indexation des salaires sur les prix est unitaire aux États-Unis ; limitée à 0,74 en France. L'indexation des salaires sur la productivité du travail n'est pas significative en France. Elle vaut 0,5 aux États-Unis. En France, l'évolution des salaires dépend non seulement du niveau, mais aussi de l'évolution du taux de chômage. Cette dernière n'intervient aux États-Unis que de manière faiblement significative. Aucune autre variable n'est apparue significative dans l'évolution des salaires. Le coût du capital, mesuré par le taux d'intérêt nominal ou réel, n'intervient significativement dans la formation du prix de valeur ajoutée dans aucun des deux pays (voir les résultats détaillés dans Heyer *et al*. [2004]). Les TCE_{LT} peuvent ensuite être estimés, en utilisant un filtre Hodrick-Prescott (HP) pour évaluer l'inflation et les gains de productivité tendanciels. Nos estimations sont en ligne avec la littérature : le taux américain fluctue autour de 5 %, tandis que le taux français est au-dessus de 10 %, après une hausse de plus de 6 points depuis le début des années 1970 (graphique 1).

Cette divergence s'explique par trois mécanismes. 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 États-Unis : une baisse de l'inflation française de 1 point provoque une hausse du TCE_{LT} de 0,34 point. L'indexation des salaires sur la productivité étant plus forte aux États-Unis, l'élasticité du TCE_{LT} aux gains de productivité est plus faible dans ce pays : une baisse de 1 point des gains annuels de productivité entraîne une hausse du TCE_{LT} de 0,93 point aux États-Unis et de 1,3 point en France. Enfin, les gains de productivité n'ont cessé de diminuer en France depuis les années 1970, alors qu'ils ont repris aux États-Unis à partir des années 1980.

Graphique 1. TCE_{LT} *français et américain*

(en %)



Sources : Calcul des auteurs, INSEE, BLS.

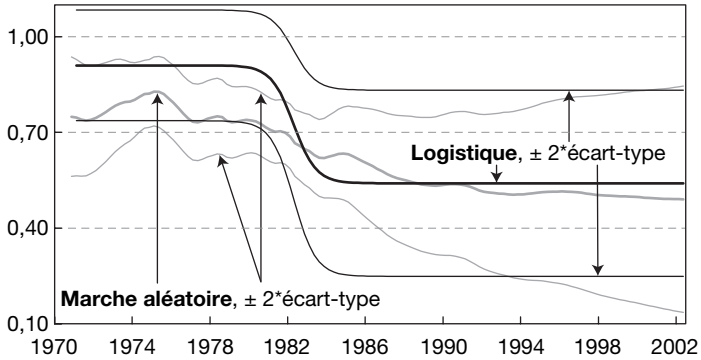
Nous avons ensuite utilisé une approche que nous qualifierons de structurelle/Kalman. Elle ne postule pas *a priori* la stabilité des coefficients, leurs variations pouvant s'expliquer par les modifications intervenues sur les marchés des biens et du travail au cours des trente dernières années. Pour en tenir compte, deux stratégies empiriques peuvent être adoptées. La première, qui serait préférable, consisterait 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, à l'instar de Chagny *et al.* [2002], elle n'a pas donné de résultats concluants. La deuxième, que nous avons adoptée ici, évalue des évolutions stochastiques de ces coefficients.

L'approche structurelle/Kalman rejette uniquement l'hypothèse de stabilité du coefficient de l'indexation des salaires sur les prix (a) et met ainsi en évidence la désindexation intervenue en France après 1982. Toutefois, une 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 2). De plus, la détermination du ratio signal/bruit, qui caractérise l'ampleur de la désindexation, est délicate. Une fonction logistique[1] 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 deuxième trimestre 1982. Dans les années 1970, l'hypothèse d'indexation unitaire n'est pas rejetée par le test de Wald, alors qu'à partir des années 1980, moins de 60 % des hausses de prix seraient répercutées dans les salaires. La prise en compte de cette désindexation ne modifie que faiblement l'estimation du TCE_{LT} car l'effet est en moyenne compensé par les évolutions de la constante (c) spécifiée elle aussi comme une fonction logistique (graphique 1).

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

Graphique 2. *France : indexation des salaires sur les prix* (a_t)

(en unité)



Sources : Calcul des auteurs.

L'APPROCHE TV-NAIRU

La méthode TV-NAIRU inobservable reprend le modèle standard de Gordon [1997]. Le TV-NAIRU (U_{TVN}) étant supposé parfaitement inobservable, il ne dépend d'aucune variable exogène ($\phi_4 = \phi_5 = 0$) :

$$\left|\begin{array}{l} \dot{p}_{Ct} = \dot{p}_{Ct-1} - \phi_1(U_t - U_{TVNt}) - \phi_2\dot{U} + \phi_3(\dot{p}_{Mt} - \dot{p}_{Ct}) + \varepsilon_{\dot{p}_{CTVNt}} \\ U_{TVNt} = U_{TVNt-1} - \phi_4(\dot{\pi}^a_t - \dot{\pi}^a_{t-4}) + \phi_5(r_t - r_{t-4}) + \varepsilon_{U_{TVNt}} \end{array}\right. \quad (8)$$

Pour les États-Unis, l'approche réduite est cohérente avec l'approche structurelle et fournit des estimations relativement stables (tableau 1 et graphique 4). Il n'en va pas de même pour la France. Lorsque l'estimation est réalisée sur toute la période 1970-2002, imposer l'indexation unitaire rend le coefficient mesurant la sensibilité de l'inflation au taux de chômage (ϕ_1) très faiblement significatif. Cela pose des problèmes de convergence du filtre de Kalman. Les estimations réalisées sur la période 1978-2002 sont plus stables : ϕ_1 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 1).

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 déterminé par le ratio signal/bruit. Si, en principe, la technique du filtre de Kalman permet d'estimer ce ratio, 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 du TV-NAIRU 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, décrit comme le *pile-up problem*

par Stock et Watson [1998]. Enfin, cette estimation conduit parfois 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, en utilisant le critère *esthétique* de Gordon [1997] selon lequel le TV-NAIRU doit être relativement lisse. Cependant, cette paramétrisation est peu satisfaisante car l'estimation du TV-NAIRU en dépend fortement. C'est particulièrement vrai pour la France (tableau 1 et graphique 3).

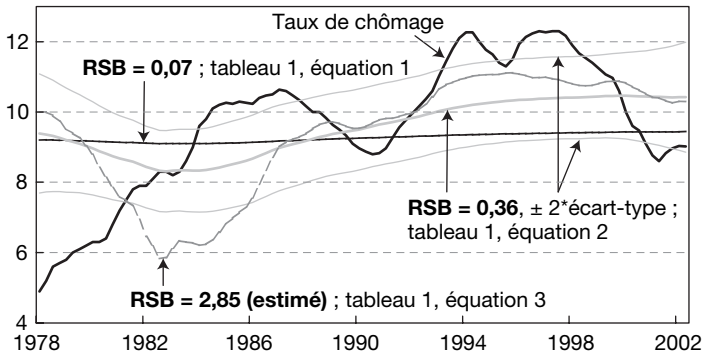
Tableau 1. *Estimations du modèle TV-NAIRU selon le ratio signal/bruit*

	France				États-Unis				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	
$U_t - U_{TVNt}$	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_1
$\dot{U}$	–	–	–	–	–	–	–	0,19 *(1,80)*	ϕ_2
$\dot{p}_{Mt} - \dot{p}_{Ct}$	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_3
$(\dot{\pi}^a_t - \dot{\pi}^a_{t-4})$	–	–	–	0,14 *(3,92)*	–	–	–	–	ϕ_4
$r_t - t_{t-4}$	–	–	–	0,26 *(4,79)*	–	–	–	–	ϕ_5
Ratio signal/bruit	**0,07^C**	**0,36^C**	**2,85^E**	**1^C**	**0^E**	**0,63^C**	**1,25^C**	**0,63^C**	
***TV-NAIRU* en fin de période**	**9,60**	**10,42**	**10,29**	**8,70**	**5,54**	**5,77**	**5,93**	**5,83**	

Notations : C : contraint ; E : estimé ; *t* de Student entre parenthèses.
Période d'estimation : 1978 :1-2002 :2 sauf pour (4) : 1973 : 2-2003 : 2.

Graphique 3. *France : TV-NAIRU inobservable*

(en %)

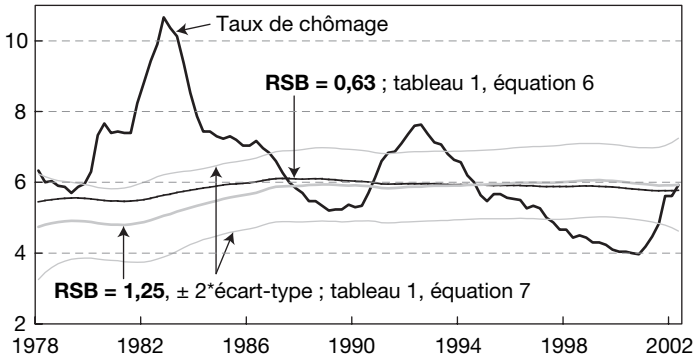


Sources : Calcul des auteurs, INSEE ; RSB : ratio signal/bruit.

Le modèle TV-NAIRU inobservable fonctionne de manière relativement satisfaisante pour les États-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. Ce résultat est général dans la littérature (voir Irac [2000] ; Richardson *et al.* [2000] ; Laubach [2001]).

Graphique 4. *États-Unis : TV-NAIRU inobservable*

(en %)

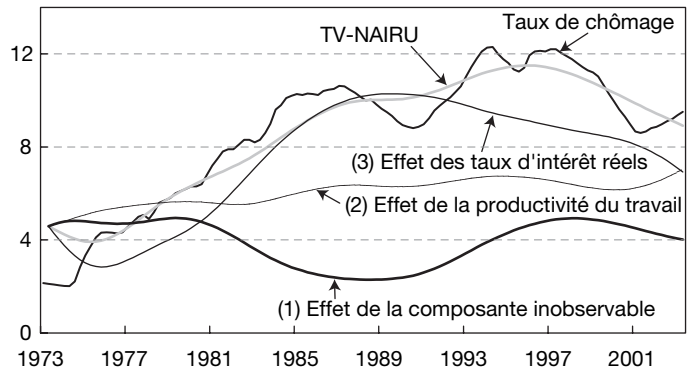


Sources : Calcul des auteurs, BLS ; RSB : ratio signal/bruit.

Pour surmonter ces difficultés, nous avons testé l'influence sur le TV-NAIRU des variables suggérées par la théorie. Pour la France, le glissement annuel de la productivité du travail ($\pi_t^a = \pi_t - \pi_{t-4}$) et le taux d'intérêt réel (r) sont apparus significatifs ; ce ne fut par le cas pour le taux de cotisation sociale, le pouvoir d'achat du SMIC ou l'inflation. Cette approche améliore de façon significative les performances économétriques du modèle (équation 4 du tableau 1). L'estimation est réalisable sur toute la période et les résultats sont peu sensibles à la valeur du ratio signal/bruit. 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. Une hausse de 1 point des gains de productivité en rythme annuel induit une hausse de 0,56 point du TCE_{LT} contre 1,3 point avec l'approche structurelle. D'après le modèle TV-NAIRU, une baisse de 1 point du taux d'intérêt réel induit une baisse de 1,05 point du TCE_{LT}.

Graphique 5. *France : TV-NAIRU observable*

(en %)



Sources : Calcul des auteurs, INSEE.

Le graphique 5 présente l'estimation du TV-NAIRU observable et de ses composantes (après lissage par un filtre HP). 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 la hausse du TCE français. Par ailleurs, les conclusions de ce modèle diffèrent sensiblement de celles de l'approche structurelle. Au lieu de 10,3 %, le TCE serait de 8,7 % en 2003. La baisse des taux d'intérêt réels ou la hausse des gains de productivité permettraient de l'abaisser encore plus et cela de manière durable. La différence de diagnostic entre les deux approches provient essentiellement de l'effet des taux d'intérêt réels qui expliquerait 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 n'y influence pas la formation des prix. Nous avons donc rapproché les deux méthodes d'un point de vue théorique, sans toutefois réussir à les rendre économétriquement équivalentes.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

BLANCHARD O. et KATZ L. F. [1999], « Wage Dynamic: Reconciling Theory and Evidence », *American Economic Review*, 89 (2), mai, p. 69-74.

CHAGNY O., REYNÈS F. et STERDYNIAK H. [2002], « Le taux de chômage d'équilibre : discussion théorique et évaluation empirique », *Revue de l'OFCE*, n° 81, avril.

DEBONNEUIL M. et STERDYNIAK H. [1984], « La boucle prix-salaires dans l'inflation », *Revue économique*, 35 (2), mars.

DURBIN J. et KOOPMAN S. J. [2001], *Time Series Analysis by Space State Methods*, Oxford University Press.

FRIEDMAN M. [1968], « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, mars.

GORDON R. J. [1997], « The Time-varying NAIRU and its Implications for Economic Policy », *Journal of Economic Perspectives*, 11 (1).

HEYER E., REYNÈS F. et STERDYNIAK H. [2004], « Variables observables et inobservables dans la théorie du taux de chômage d'équilibre. Une comparaison France/États-Unis », *Document de travail de l'OFCE*, n° 2004-03.

HEYER E. et TIMBEAU X. [2002], « Le chômage structurel à 5 % en France ? », *Revue de l'OFCE*, n° 80, p. 115-151.

IRAC [2000], « Estimation of a time varying NAIRU for France », *Note d'études et de recherche de la Banque de France*, n° 75, juillet.

KING R. G., STOCK J. H. et WATSON M. [1995], « Temporal instability of the unemployment-inflation relationship », *Economic Perspectives of the Federal Reserve Bank of Chicago*, n° 19, p. 2-12.

LAUBACH T. [2001], « Measuring the NAIRU: evidence from seven economies », *The Review of Economics and Statistics*, 83 (2), mai, p. 218-231.

LAYARD R., NICKELL S. et JACKMAN N. [1991], *Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.

LE BIHAN H., STERDYNIAK H. et COUR P. [1997], « La notion de croissance potentielle a-t-elle un sens ? », *Économie internationale*, n° 69, 1er trimestre.

L'HORTY Y. et THIBAULT F. [1997], « Le NAIRU en France : les insuffisances d'une courbe de Phillips », *Économie et Prévision*, n° 127.

LOGEAY C. et TOBER S. [2003], « Time-varying Nairu and real interest rates in the Euro Area », *Discussion Papers du DIW*, n° 351.

MC MORROW K. et ROEGER W. [2000], « Time-Varying Nairu/Nawru Estimates for the EU's Member States », *European Commission Economic Paper*, n° 145, septembre.

PHELPS E. S. [1967], « Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time », *Economica*, New Series, 34 (135), août, p. 254-281.

PHELPS E. S. [1968], « Money-Wage Dynamics and Labor-Market Equilibrium », *The Journal of Political Economy*, 76 (4), Part 2: Issues in Monetary Research, juillet-août, p. 678-711.

RICHARDSON P., BOONE L., GIORNO C., MEACCI M., RAE D. et TURNER D. [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.

STERDYNIAK H., LE BIHAN H., COUR P. et DELESSY H. [1997], « Le taux de chômage d'équilibre, anciennes et nouvelles approches », *Revue de l'OFCE*, n° 60, janvier.

STOCK J. H. et WATSON M. W. [1998], « Asymptotically Median Unbiased Estimation of Coefficient Variance in a Time Varying Parameter Model », *Journal of the American Statistical Association*, 93 (441), mars, p. 349-358.