

Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

Grupo de Estudos Monetários e Financeiros (GEMF)

Av. Dias da Silva, 165 – 3004-512 COIMBRA, PORTUGAL

<http://www2.fe.uc.pt/~gemf/> - gemf@sonata.fe.uc.pt

MARIA ADELAIDE SILVA DUARTE

JOÃO SOUSA ANDRADE

**LE TAUX DE CHÔMAGE NATUREL COMME
UN INDICATEUR DE POLITIQUE ECONOMIQUE?
UNE APPLICATION À L'ÉCONOMIE PORTUGAISE**

ESTUDOS DO GEMF

N.º 3

2000

**PUBLICAÇÃO CO-FINANCIADA PELA
FUNDAÇÃO PARA A CIÊNCIA E TECNOLOGIA**



Le Taux de Chômage Naturel comme un Indicateur de Politique Economique?

Une application à l'économie portugaise

Maria Adelaide Silva Duarte et João Sousa Andrade

Faculdade de Economia, Universidade de Coimbra

Av. Dias da Silva, 3004-512 Coimbra, Portugal, Fax: 351 239 403511

[Http://www2.fe.uc.pt/~mapsd](http://www2.fe.uc.pt/~mapsd) emailto:maduarte@sonata.fe.uc.pt

[Http://www2.fe.uc.pt/~jasa](http://www2.fe.uc.pt/~jasa) emailto:jasa@sonata.fe.uc.pt

This paper presents some of the conclusions reached by us in the framework of a broader research on the Natural Rate of Unemployment (NRU). Our main aim is to ascertain the NRH properties as an economic indicator, placing special emphasis on the Portuguese economy.

First we review the concept of NRU. Secondly we compare the two most important types of NRU models: the Phillips model, updated by Gordon's "triangle" model (1997) and Layard, Nickell and Jackman's model (1991) updated by Blanchard's version (1999). The economic and social factors leading to the existence of a short or medium-run varying NRU (NAIRU) or to the non-existence of a long-run NRU (NAIRU) are emphasised. Thirdly, some of the major difficulties concerning the econometric analysis of the NRU are pointed out. Fourthly, with a non-linear version of Elmeskov method we obtain a very stable and predictable series of the NRU dependent on cyclical and trend output. The AIC criterion leads to a long memory model. A near-VECM model produces impulse responses that confirm our previous results of hysteresis in unemployment rate. Finally we conclude.

Phillips curve; NRU; hysteresis; policy indicator; co-integration; near-VECM.

Notre étude du concept de taux naturel de chômage a comme objectif une réflexion sur le concept et sa possible utilisation comme indicateur de politique économique¹.

Après la réflexion faite sur le concept (I), nous présentons les principaux modèles théoriques qui déterminent le taux (II). Au-delà des problèmes soulevés par l'estimation économétrique, nous proposons, pour l'économie portugaise, une étude fondée sur des séries trimestrielles (III). Finalement nous concluons (IV).

I. Le concept de taux de chômage naturel

Il n'est pas évident que définir le taux de chômage naturel soit une entreprise facile. La longue définition donnée par Milton Friedman dans son discours présidentiel de l'AEA en 1968 est sûrement plutôt un programme de recherche (Dixon, Huw 1995) qu'une définition.

“ The natural rate of unemployment is the level which would be ground out by the walrasian system of the general equilibrium equations, provided that there is in them the actual structural characteristics of the labour and commodities market, including market imperfections, stochastic variability in demands and supplies, the cost of gathering information about job vacancies and labor availabilities, the costs of mobility, and so on.”

Les caractéristiques du marché de travail sont telles que celui-ci présente toujours beaucoup d'individus en circulation. Ainsi, le plein emploi ne signifie pas absence de chômage et les types de chômage que nous pouvons associer au plein emploi sont le chômage frictionnel et le chômage structurel. Le premier est associé à la rotation du travail, le deuxième est associé au mismatch entre la structure de qualification de l'offre et de la demande de travail étant donné que l'offre est égal à la demande.

Le concept de taux de chômage naturel suppose une théorie réel de l'emploi qui se fonde à son tour sur la thèse classique de l'inefficacité de la politique monétaire sur l'emploi. C'est dans le cadre d'un modèle accélérationniste (Solow, R., 1998) avec anticipations inflationnistes adaptatives que le taux de chômage naturel a été traité pour la première fois. La courbe de Phillips augmentée de courte-période n'exprime qu'une relation de déséquilibre entre le taux de chômage courant et le taux naturel ce qui se traduit par un taux d'inflation instable. C'est dans ce cadre d'analyse que le taux de chômage naturel a pu être nommé de NAIRU, c'est à dire, le taux de chômage qui n'accélère pas le taux d'inflation. En effet il

¹ Nous remercions vivement les commentaires et suggestions de notre collègue Pedro Bação.

s'agit d'un acronyme qui ne correspond pas au phénomène défini car il s'agit de NIIRU, le taux de chômage qui n'augmente pas le taux d'inflation.

A partir de maintenant, on considère que le taux de chômage naturel est équivalent au NAIRU - cependant il y a des auteurs qui considèrent que le premier concept s'applique seulement dans un contexte concurrentiel (Lipsey, R. et Chrystal, A., 1995).

Les questions qui peuvent et doivent être posées à propos du concept de NAIRU sont de nature différente si bien quelles puissent être liées entre elles. La première est de nature théorique et concerne le cadre théorique à partir duquel le NAIRU est défini (Hahn, F., 1995). La deuxième relève de l'analyse empirique et concerne la robustesse des résultats empiriques auxquels on aboutit. Finalement, la troisième question relève de la politique économique et concerne la prise en compte du NAIRU comme indicateur de la politique économique. De toute évidence les réponses à cette dernière question dépendent en large mesure des réponses apportées aux deux premières questions.

Quel est le cadre théorique dans lequel est défini le NAIRU et comment est défini l'équilibre associé à la détermination du NAIRU? S'agit-il d'un équilibre stationnaire, unique vers lequel convergera le taux de chômage courant? S'agit-il d'un équilibre de "steady-state", unique, vers lequel convergera la trajectoire du taux de chômage courant? S'agit-il d'un taux de chômage dont la trajectoire est indépendante des variables nominales qui influencent la demande agrégée comme prétend la théorie classique?

Une théorie approfondie du NAIRU et qui suppose un contexte de concurrence imparfaite à la fois dans le marché des biens et le marché du travail exigera la prise en considération de phénomènes non-linéaires (Amable, B.; Henry, J.; Lordon, F.; et Topol, R., 1995), et du comportement des agents hétérogènes (Caballero, R. e Engel, E., 1993)? Ou par contre, ces développements mettent en échec le NAIRU, c'est à dire, la filiation du NAIRU à la théorie économique classique?

En absence de chocs d'offre, de chocs de demande et de chocs de salaires, les déterminants du NAIRU sont de trois types, les facteurs d'offre qui déterminent le niveau d'activité d'équilibre, les facteurs d'hystérèse et les facteurs d'inertie. L'existence de facteurs d'hystérèse peuvent mettre en échec l'existence du NAIRU. Dans le cas de hystérèse partiel on peut définir deux concepts de NAIRU, un de courte-période et un autre de longue-période. Bien entendu que la pertinence théorique du dernier concept va dépendre de l'existence d'ajustement du NAIRU de courte-période au NAIRU de longue-période. Du point de

vue de la politique économique, la pertinence du dernier concept dépendra en plus de la durée des effets transitoires du taux de chômage courant sur le NAIRU de longue-période. Mais en présence d'hystérèse totale, le taux de salaire nominal ne dépend pas du taux de chômage, le NAIRU n'est plus défini comme une variable d'équilibre, elle coïncide avec le taux de chômage de la période antérieure. Dans ce cas de figure on peut dire que le NAIRU n'existe pas. Comme on a prouvé (Duarte, A. et Andrade, J. 1999), les séries du chômage et du taux de chômage au Portugal présentent racine unitaire; la détermination de la NAIRU est ainsi impossible.

Ce n'est pas notre intention discuter ici la correction de l'emploi du concept de hystérèse au NAIRU, les concepts ci-dessus expriment plutôt un phénomène de persistance, mais dont la durée des effets, parfois très longue, produit des résultats théoriques et empiriques très importants qui comme on vient de voir peuvent mettre en échec l'hypothèse de NAIRU. Blinder considère qu'une théorie qui permet que le taux de chômage naturel suive de façon visible le taux de chômage courant, ne peut pas être considérée une théorie de taux de chômage naturel (Blinder, A. 1987, p.132).

Pour Rod Cross l'application du vrai concept de hystérèse au NAIRU suppose nécessairement l'abandon de cette hypothèse²:

“The present chapter has argued, along such lines, that the presence of hysteresis produces a time path for equilibrium unemployment which is inconsistent with the natural rate hypothesis. This conclusion follows from the recognition that hysteresis is a property of non-linear systems with heterogeneous micro elements. Such systems retain a memory of the non-dominated extremum values of shocks experienced, including temporary shocks to aggregate demand. Thus equilibrium unemployment rates are shaped, inter alia, by nominal variables, which contradicts the natural rate hypothesis” (Cross, R. 1995, p. 197)

II. Modèles théoriques de la détermination du NAIRU

La détermination du NAIRU peut se faire à partir de plusieurs approches, cependant les approches les plus répandues sont celles qui se fondent sur la relation de Phillips (augmentée) et sur le modèle de Nickell, Layard et Jackman. La première approche a été mise au point par Gordon (1997), et son modèle est connu par le nom de modèle triangulaire de l'inflation (inflation triangle model) car l'inflation y est expliquée par trois groupes de variables:

² Pour une autre position voir Amaral, João F. (1995).

celles de la demande, définies par l'écart entre le taux de chômage courant et le taux de chômage naturel; celles de l'offre, qui représentent chocs de l'offre, et celles de l'inertie, qui sont représentées par les effets avec délai du taux d'inflation. Par contre, le second modèle, souvent nommé le modèle de la bataille des taux de marge (The battle of the mark-up model) suppose un environnement de concurrence imparfaite au marché des biens et du travail, et le taux de chômage est la variable qui réconcilie le niveau du prix de la production préétabli par les entreprises et le niveau du taux de salaire nominal. Le NAIRU est dans ce contexte le taux de chômage qui est atteint quand les effets de l'inertie sur l'équilibre des deux marchés s'épuisent. La version plus connue de ce dernier modèle ne considère les effets temporaires (plus ou moins longs) du changement technique sur le NAIRU, dans la mesure où la productivité tendancielle y est considérée avec des signes opposés dans l'équation du prix et du salaire. Cette prise en compte peut être faite par la voie entreprise par Blanchard et Katz en 1999) ce que leur permet de réconcilier cette approche avec celle des auteurs de la courbe de salaire (Blanchflower, D., et Oswald, A., 1994). Les équations de prix et de salaire déduites vont leur permettre en plus d'interpréter les résultats économétriques obtenus avec la courbe de Phillips pour les EUA et pour l'UE. Ainsi, par intermédiaire des effets directs positifs de la productivité du travail sur le salaire de réserve et sur le salaire, l'influence des chocs d'offre sur le taux de chômage naturel peut-être considérée.

Dans les années 90, le modèle du NAIRU de Nickell, Layard et Jackman est le modèle qui sert de base à la plus part des études appliqués sur le chômage dans l'Europe. Ce modèle suppose un environnement de concurrence imparfaite dans les marchés des biens et de travail. Le modèle peut se présenter sous la forme de trois équations, celle du prix, celle du salaire et celle de la demande, toutes les variables viennent définies en logarithmes.

$$1) \quad p - w = a_0 - a_1\mu + a_2(p - p^e) - a_3(k - l)$$

Il s'agit d'une équation de mark-up du prix (de la valeur ajoutée) sur le salaire nominal qui dépend négativement du taux de chômage, positivement des surprises des prix et négativement du coefficient capital-travail (pris ici comme une "proxy" de la productivité tendancielle).

$$2) \quad w - p = b_0 - b_1\mu + b_2(p - p^e) + z + a_3(k - l)$$

Il s'agit d'une équation de mark-up du taux de salaire nominal sur le prix et qui dépend négativement du taux de chômage, positivement des surprises des prix, du coefficient

capital-travail et des variables exogènes qui font pression sur le taux de salaire réel, par exemple, le degré de syndicalisation des travailleurs, les subventions de chômage.

$$3) \quad y = v - p$$

Il s'agit de l'équation de la demande où y représente les variables qui font pression sur la demande.

Dans ce modèle, le taux d'inflation suit un processus aléatoire (random walk) et les anticipations inflationnistes sont définies à partir de ce processus.

$$4) \quad \begin{aligned} \Delta p &= \Delta p_{-1} + \varepsilon \\ p^e &= p_{-1} + \Delta p_{-1} \text{ avec } p - p^e = \Delta^2 p \end{aligned}$$

Le NAIRU correspond au taux de chômage compatible avec la réalisations des anticipations des agents sur les prix et salaires.

$$5) \quad \mu = \mu^* \Rightarrow \varepsilon = 0 \text{ et } \Delta^2 p = 0$$

$$6) \quad \mu^* = \frac{a_0 + b_0 + z}{a_1 + b_1}$$

D'après la formule, le NAIRU dépend exclusivement des facteurs qui font pression sur le salaire réel. Bien sûr, le NAIRU peut varier mais sa variation ne dépend pas des variables nominales qui agissent sur la demande globale, c'est-à-dire, ne dépend pas de "v".

Si le prix et le salaire dépendent à la fois du taux de chômage et de la variation du taux de chômage alors les équations de prix et salaire sont réécrites tout en incluant comme variable la variation du taux de chômage. Dans ce cas on peut définir un taux de chômage naturel de courte-période qui dépend à la fois du taux de chômage de longue-période et du taux de chômage courant.

$$1') \quad p - w = a_0 - a_1 \mu - a_{11} \Delta \mu + a_2 (p - p^e) - a_3 (k - l)$$

$$2') \quad w - p = b_0 - b_1 \mu - b_{11} \Delta \mu + b_2 (p - p^e) + a_3 (k - l) + z$$

À nouveau ce taux est associé à un état d'équilibre où les anticipations sur les prix se réalisent et où il n'y a pas des chocs imprévus.

$$3') \quad \mu = \mu_{cp}^* \Rightarrow \varepsilon = 0 \text{ et } \Delta^2 p = 0 \text{ et } \Delta \mu \neq 0$$

$$6') \quad \mu_{cp}^* = \frac{(a_1 + b_1) \mu^* + (a_{11} + b_{11}) \mu_{-1}}{a_1 + b_1 + a_{11} + b_{11}}$$

Le NAIRU de courte-période (μ_{cp}^*) va dépendre à la fois du NAIRU et du taux de chômage de la période antérieure. Bref, le NAIRU de courte-période dépendra de l'histoire du chômage. En présence d'hystérèse partielle, le taux de chômage de courte-période con-

vergera vers le taux de chômage de longue-période, mais les effets des chocs (innovations) peuvent durer longtemps, d'autant plus que la valeur du coefficient de μ_{-1} en (6') soit élevée mais inférieur à l'unité.

Si les effets directs du NAIRU sur le prix et le salaire nominal sont négligeables (voisins de zéro), alors le NAIRU de courte-période est variable et dépendra des variables nominales qui déterminent le taux de chômage de la période antérieure.

$$(6'') \quad \mu_{cp}^* = \mu_{-1}$$

Dans ce cas nous sommes en présence d'hystérèse total car le taux de salaire nominal ne dépend pas du taux de chômage et dans ce cas le NAIRU va dépendre du taux de chômage de la période antérieure. Bref, la série temporelle du taux de chômage est une série de racine unitaire. Ceci étant, on ne peut plus définir le NAIRU dans la longue période.

Les explications micro-économiques apportées se fondent sur des modèles de détermination du salaire comme dans le cas du modèle des insiders outsiders. Il va sans dire que la montée du NAIRU due aux effets d'hystérèse va dépendre de la grandeur du choc initial, du degré de persistance du choc et de la succession de chocs de même signe.

L'hypothèse extrême d'hystérèse forte d'après laquelle les chômeurs de longue-durée n'influencent pas le niveau du taux de salaire nominal pourra être reconsidérée en face des différentes institutions du marché du travail. Cela veut dire que l'importance du phénomène de l'hystérèse dans l'explication de la montée du taux de chômage naturel en Europe peut-être maintenu même si on élimine l'hypothèse extrême que les chômeurs de longue-durée n'influencent pas le niveau du taux de chômage. En effet, la prise en compte de différentes institutions du marché de travail, peut conditionner l'ampleur du phénomène. Prenons deux institutions du marché de travail telles que les lois de protection du travail, très favorables aux travailleurs, et les subventions de chômage. La durée du chômage est plus grande avec ces institutions, donc un choc adverse qui augmente le chômage sera amplifié avec ces institutions, car une partie accrue du chômage se transformera en chômage de longue-durée (Blanchard, O. 1999, pp. 16-7).

O. Blanchard et L. Katz construisent une courbe de salaire qui contient une courbe de Phillips. La comparaison entre les deux courbes présente plusieurs avantages soit du point de vue de l'analyse théorique soit du point de vue de l'analyse appliquée soit encore à cause

de l'explication des différents résultats obtenus par estimation du NAIRU pour les Etats-Unis et pour l'Europe.

Ainsi, la courbe d'offre de travail, car fondée sur une courbe de salaire, va permettre: a) qu'au niveau empirique soient incluses les apports communs de plusieurs modèles de détermination du salaire réel, à savoir, que le salaire réel anticipé va dépendre du salaire de réserve et de la productivité du travail; b) la prise en considération des effets permanents des chocs d'offre (prix de l'énergie, taux d'intérêt réel, cotisations sociales (payroll taxes)) quand les effets directs de la productivité sur le salaire réel et sur le salaire de réserve sont positifs; c) puissent être contrôlées les différences entre les institutions du marché de travail des EUA et de l'UE. La courbe de Phillips conduit à des bons résultats économétriques pour les données des EUA et à des mauvais résultats pour les données de l'UE ce qui pourrait être expliqué par l'absence d'effets directs de productivité du travail sur le salaire réel et sur le salaire de réserve dans le cas des EUA. Soit (7) la courbe de Phillips,

$$7) \quad w_t - p_t^e = a_w + (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta\mu_t + \varepsilon_t$$

Les variables sont définies en logarithmes sauf le taux de chômage, ainsi le salaire réel anticipé dépend positivement du salaire réel avec délai et négativement du taux de chômage, a_w est une constante et ε_t est un terme d'erreur. La courbe de Phillips peut être définie comme une relation négative entre le taux de variation du salaire réel et le taux de chômage. Par contre, la courbe de salaire à Blanchflower et Oswald (1994) est définie comme une relation négative entre le salaire réel anticipé et le taux de chômage étant donné le taux de salaire de réserve (b_t) et la productivité du travail (y_t).

$$8) \quad w_t - p_t^e = ub_t + (1 - u)y_t - \beta\mu_t + \varepsilon_t \text{ avec } 0 < u \leq 1$$

A son tour, le salaire de réserve dépendra en dernière instance de deux facteurs, du salaire réel passé et de la productivité du travail. L'équation du salaire de réserve est homogène de degré 1 exprimant l'inexistence d'un effet de longue-durée de la productivité sur le taux de chômage naturel.

$$9) \quad b_t = a + \lambda(w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \lambda)y_t \text{ avec } 0 < \lambda \leq 1$$

En remplaçant dans l'équation (8) on obtient:

$$10) \quad w_t - p_t^e = au + u\lambda(w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - u\lambda)y_t - \beta\mu_t + \varepsilon_t$$

Si on compare les équations (7) et (10) on voit que (7) est un cas particulier de (10) justement quand μ et λ sont égaux à l'unité:

$$11) \quad u = 1 \Rightarrow (1 - u) = 0 \wedge \lambda = 1 \Rightarrow (1 - \lambda) = 0$$

L'effet direct de la productivité du travail sur le salaire réel anticipé est nul étant donné le salaire de réserve et l'effet direct de la productivité du travail sur le salaire de réserve est aussi nul. Apparemment la robustesse de l'estimation de la courbe de Phillips pour les EUA peut être interprétée du point de vue des résultats auxquels aboutissent certains modèles de salaire de réserve, selon lesquels le salaire de réserve ne dépend que de la subvention de chômage. Afin d'étudier l'effet de la productivité du travail sur le NAIRU, il faut boucler le modèle avec une équation de prix:

$$12) \quad w_t - p_t = y_t - x_t$$

"x" - représente le taux de marge d'équilibre du marché de biens de concurrence imparfaite étant donné le niveau technologique.

Tout en remplaçant (10) en (12), supposant que les anticipations sur les prix se réalisent et qu'il n'y a pas des événements imprévus, on obtient pour le NAIRU de courte-période:

$$13) \quad u_t^* = \frac{au + (1-u\lambda)x_{t-1} + \Delta x_t - u\lambda\Delta y_t}{\beta}$$

D'après l'équation (13), le NAIRU de courte-période dépend positivement des facteurs qui agissent sur le taux de marge à la date antérieure (si les effets directs de la productivité sur le salaire réel et sur le salaire de réserve sont positifs) et de la variation du taux de marge, et négativement de la variation de la productivité du travail dans la période courante. Si l'on considère que le taux de marge est constant ainsi que la productivité du travail, l'influence du taux de marge sur le NAIRU de courte-période se maintient si les effets directs de la productivité sont positifs.

$$14) \quad u_t^* = \frac{au + (1-u\lambda)x_{t-1}}{\beta}$$

Par contre, si les effets directs sont nuls, le NAIRU ne dépend que des facteurs réels,

$$15) \quad u_t^* = \frac{au}{\beta}$$

Cette voie de recherche est sans doute prometteuse, en ce qui concerne le NAIRU, les auteurs montrent que dû aux caractéristiques différentes des marchés de travail le taux de marge détermine le NAIRU dans l'UE et pas aux EUA.

III. L'estimation économétrique

Staiger, Stock et Watson (1996 et 1997) considèrent qu'il y a un problème très sérieux qui découle de l'estimation économétrique du NAIRU, quel que soit le type de modèle

estimé, quelles que soient les hypothèses auxiliaires prises concernant la formation des anticipations et quelle que soient les séries considérées - l'estimation est imprécise. L'existence de ce problème met en échec, ou du moins limite fortement, l'emploi des estimations du NAIRU en politique monétaire.

L'imprécision des estimateurs NAIRU est le résultat de trois sources d'incertitude: le NAIRU n'est pas observable, il peut avoir une nature stochastique, il y a un problème de spécification du modèle. Voilà un exemple donné par les auteurs: le NAIRU estimé à partir d'un modèle de données trimestrielles est de 6,2% en 1990 et l'intervalle de confiance de Gauss de 95% est [5,1 7,7].

Ces résultats ne signifient pas que l'on ne puisse pas considérer les variations du taux de chômage comme un indicateur des variations futures de l'inflation. Ce que l'autorité monétaire ne peut pas faire est élaborer une règle fine de politique monétaire qui est déclenché quand le taux de chômage courant atteint le NAIRU.

On ne peut que se mettre d'accord avec l'affirmation de R. Solow, (1998, p.28):

“Cautious experimentation is the right way to deal with parameter uncertainty, as William Brainard showed long ago.”

Mais si on doit être très attentif en ce qui concerne les résultats pour l'économie américaine, les problèmes augmentent fortement quand on étudie d'autres économies, comme la portugaise. Nous n'avons pas retenu des résultats pour les modèles usuels. En conséquence, nous avons utilisé une méthodologie qui a donnée des résultats pour les économies européennes (A) et après nous avons étudié un modèle type VAR (B).

III. A.

Nous avons suivi la méthodologie de Elmeskov (1993) pour un premier calcul du taux de chômage naturel en fonction des variations des salaires. D'un côté ce calcul est simple et d'un autre très utile aux données de l'économie portugaise. En ce qui concerne cette dernière question, on doit insister que les modèles traditionnelles de la courbe de Phillips ne s'adaptent bien aux séries disponibles. Comme la méthodologie d'Elmeskov s'adapte mieux aux variations du salaire, on ira étudier un taux naturel du type NAWRU. Au contraire de ce qui est normalement fait (Holm et Somervouri, 1997) on prendra une formule non linéaire, c'est-à-dire:

$$16) \quad \Delta w = a \cdot (\bar{u} - u)$$

Où w est l'inflation salarial, \bar{u} et u sont nos NAWRU et taux de chômage en logarithmes. La valeur du paramètre a peut être obtenu à partir des séries des valeurs des variables présentes en (16). Si on prend comme première supposition que le NAWRU ne change pas d'une période à l'autre, on peut faire:

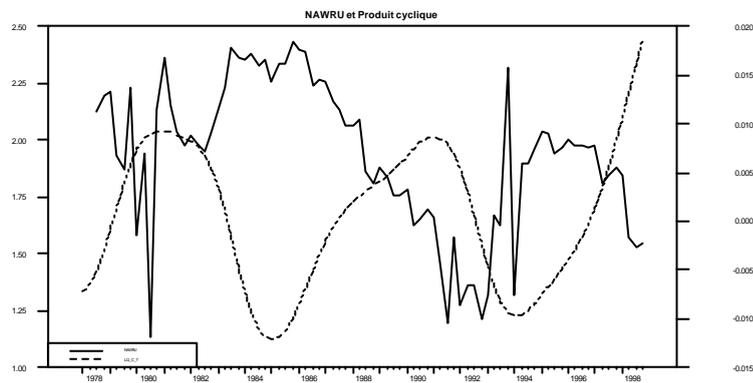
$$17) \quad a = \frac{-\Delta^2 w}{\Delta u}$$

Et par substitution convenable on peut arriver à la valeur du NAWRU:

$$18) \quad \bar{u} = u - \frac{\Delta u}{\Delta^2 w} \cdot \Delta w$$

Malheureusement cette façon d'obtenir les valeurs du taux naturel conduit parfois à des changements brusques. Notre objectif avec ce calcul se limitera à la recherche de modèles de comportement qui peuvent expliquer ces mêmes valeurs et réfléchir sur ce que peuvent signifier ces mêmes modèles³.

Une première constatation sur le NAWRU nous conduit à voire sa relation claire avec l'évolution cyclique du produit (Figure ci-dessous).



La série du produit cyclique elle est un filtre de la différence entre le logarithme du produit et de sa tendance à Hodrick-Prescott (H-P)⁴.

³ Comme la valeur du NAWRU pour 1995:4 était trop réduite elle fut substituée par la moyenne arithmétique entre la valeur antérieure et postérieure.

⁴ La question des "end-points" du final de la série du produit qui commence en 1960 a été résolue par l'obtention de prévisions avec un modèle Arima (3,1,4) pour le produit, dont la série est I(1). LQC est la différence entre le logarithme du produit actuel et sa tendance et LQC_T est le résultat d'un filtre H-P de LQC.

Une première estimation choisie, par sa caractéristique du nombre très réduit de paramètres, où les testes conjoints d'exclusion nous conduisent à retenir deux retards pour chaque variable, est la suivante:

(1) Modèle de nawru par OLS 1979 (1) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value
Constant	0.39117	0.15480	2.527
Nawru_1	0.33783	0.10184	3.317
Nawru_2	0.45582	0.098065	4.648
LQC_1	-3.6305	1.1925	-3.045
LQC_2	-1.1431	1.2347	-0.926

$R^2 = 0.641028$ $F(4,75) = 33.482$ [0.0000] $\sigma = 0.202917$ $RSS = 3.088141852$

Ce modèle permet l'obtention de l'équation de longue période:

Equation de Longue Période Statique

$$\text{nawru} = +1.896 \quad -23.13 \text{ LQC}$$

(SE) (0.1115) (10.26)

WALD test $\text{Chi}^2(1) = 5.0874$ [0.0241]

Comme on a suggéré, on peut retenir l'exclusion des valeurs nulles des coefficients des différentes variables et retards, comme d'ailleurs on exclut la présence d'autocorrélation et de processus ARCH dans les erreurs.

Tests on the significance of each variable

Variable	F-test	Value	Probability
Nawru	$F(2, 75) =$	51.297	[0.0000]
Constant	$F(1, 75) =$	6.3852	[0.0136]
LQC	$F(2, 75) =$	5.354	[0.0067]

Tests on the significance of each lag

Lag	F-test	Value	Probability
1	$F(2, 75) =$	10.269	[0.0001]
2	$F(2, 75) =$	10.829	[0.0001]

Tests on the significance of all lags up to 2

Lag	F-test	Value	Probability
1- 2	$F(4, 75) =$	33.482	[0.0000]
2- 2	$F(2, 75) =$	10.829	[0.0001]

Tests on errors

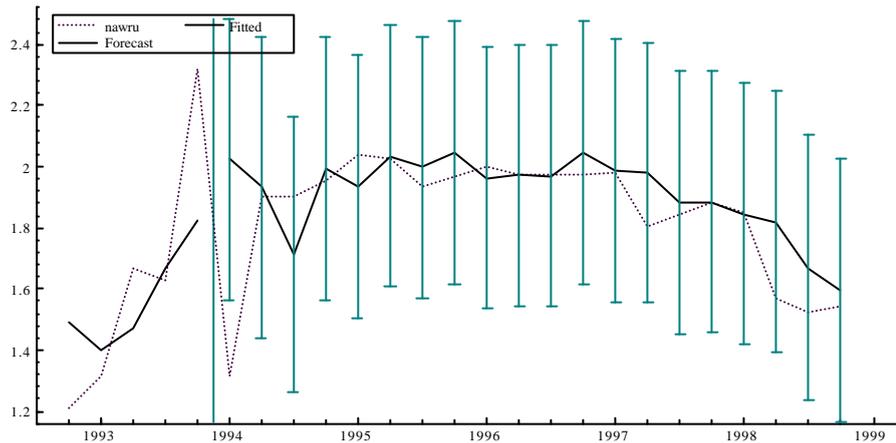
AR 1- 4	$F(4, 71) =$	0.2571	[0.9044]
ARCH 4	$F(4, 67) =$	2.3439	[0.0636]

Ce modèle présente des caractéristiques très intéressantes en ce qui concerne la stabilité pour les 20 dernières observations (5 années), comme on voit pour les testes et aussi pour la prévision (statique).

Tests of parameter constancy over: 1994 (1) to 1998 (4)

Forecast $\text{Chi}^2(20) = 15.214 [0.7640]$

Chow $F(20, 55) = 0.71754 [0.7912]$



De l'équation de longue période on retient que la valeur du NAWRU, si on ne retient pas l'influence cyclique, sera de 6,6%, et l'intervalle de probabilité de 95% de 5,3% à 8,3%⁵.

Mais ce modèle, qui a été construit avec parcimonie, n'exclut pas la présence d'une tendance représenté par le produit tendanciel à H-P (LQT). Le teste LM donne le résultat suivant:

Chi-Squared(1)= 5.085753 with Significance Level 0.02412319

Avec cette information on a fait l'estimation du nouveau modèle:

(2) Modèle de nawru par OLS 1979 (1) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value
Constant	3.5103	1.3998	2.508
Nawru_1	0.26680	0.10415	2.562
Nawru_2	0.40776	0.097913	4.165
LQC_1	-3.8700	1.1666	-3.317
LQC_2	-1.5340	1.2155	-1.262
LQT_1	-0.35657	0.15909	-2.241

$R^2 = 0.663848$ $F(5,74) = 29.228 [0.0000]$ $\sigma = 0.197683$ $RSS = 2.891822752$

⁵ La valeur moyenne du produit cyclique est pratiquement zéro.

Équation de Longue Période Statique

$$\text{nawru} = +10.79 - 16.61 \text{ LQC} - 1.096 \text{ LQT}$$

$$(\text{SE}) \quad (3.27) \quad (5.742) \quad (0.4037)$$

$$\text{WALD test } \chi^2(2) = 14.981 [0.0006]$$

Tests on the significance of each variable

Nawru	F(2, 74) =	26.955 [0.0000]
Constant	F(1, 74) =	6.2889 [0.0143]
LQC	F(2, 74) =	6.6446 [0.0022]
LQT	F(1, 74) =	5.0237 [0.0280]

Tests on the significance of each lag

1	F(3, 74) =	8.8876 [0.0000]
2	F(2, 74) =	8.9847 [0.0003]

Tests on the significance of all lags up to 2

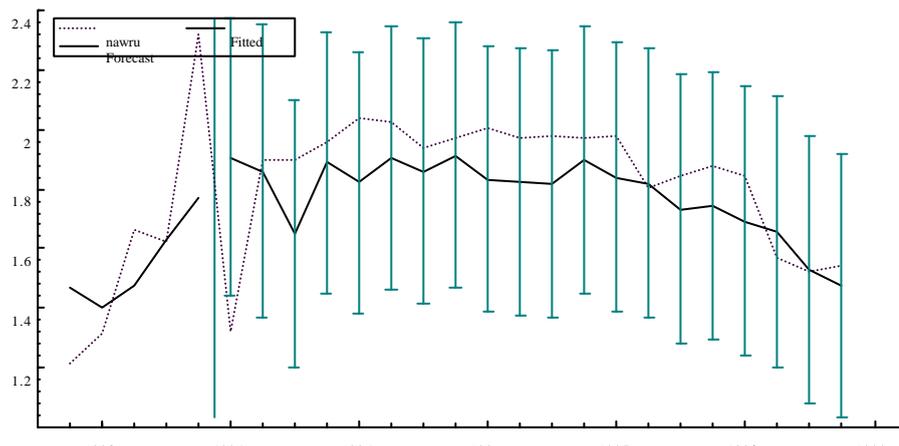
1- 2	F(5, 74) =	29.228 [0.0000]
2- 2	F(2, 74) =	8.9847 [0.0003]

Tests on errors

AR 1- 4	F(4, 70) =	0.27865 [0.8909]
ARCH 4	F(4, 66) =	1.8301 [0.1335]

Tests of parameter constancy over: 1994 (1) to 1998 (4)

Forecast	$\chi^2(20) =$	15.393 [0.7535]
Chow	F(20, 54) =	0.67804 [0.8296]

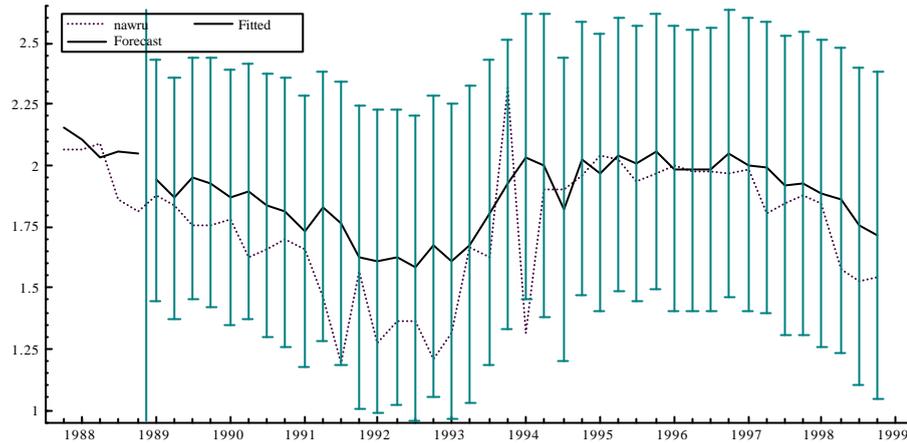


Comme le premier, ce modèle se présente stable pour les 20 dernières observations.

Mais au contraire de lui, il se présente stable même pour les dernières 40 observations.

Tests of parameter constancy over: 1989 (1) to 1998 (4)

Forecast	$\chi^2(40) =$	47.411 [0.1960]
Chow	F(40, 34) =	0.74251 [0.8179]



Ce résultat signifie que le deuxième modèle est en fait supérieur au premier. Le choix sur le comportement du NAWRU doit retenir celui-ci.

Comme nos recherches étaient dominées par l'exigence de parcimonie nous l'avons abandonnée car nos résultats pouvaient être dépendants de ce principe. La recherche d'un modèle par l'obtention du maximum d'information, en accord avec le critère de Akaike (AIC), nous a conduit au résultat suivant:

(3) Modèle de nawru par OLS 1982 (1) to 1998 (4)

Variable	Coefficient	Std.Error	t-value
Constant	7.28824	1.80337	7.04146
Nawru{ 1 to 14}	0.41205	0.12750	3.23160
LQC{1 to 3}	-7.23087	2.47485	-2.92174
LQT_1	-0.75755	0.19738	-3.83798

$R^2 = 0.843963$ $F(18,49) = 14.7237$ [0.0000] $\sigma = 0.15313$ $RSS = 2.891822752$

Equation de Longue Période Statique

$$\text{nawru} = +12.4 - 12.3 \text{ LQC} - 1.288 \text{ LQT}$$

$$(\text{SE}) \quad (1.75) \quad (4.151) \quad (0.2151)$$

WALD test $\text{Chi}^2(2) = 44.888$ [0.0000]

Test on errors

$$\text{AR 1- 4} \quad F(4, 45) = 1.1289 \text{ [0.3549]}$$

$$\text{ARCH 4} \quad F(4, 41) = 1.4117 \text{ [0.2472]}$$

Le critère AIC nous conduit à un modèle de très longue mémoire pour le NAWRU, trois années de dépendance significative. Ce modèle ne présente pas les caractéristiques des deux autres en ce qui concerne la stabilité, soit pour 20 soit pour 40 observations.

Les modèles qu'on peut construire avec un calcul premier du NAWRU sont très intéressants: le premier nous a conduit à accepter une dépendance du taux naturel de l'évolution cyclique de l'économie, mais ce même modèle ne peut exclure la présence d'une tendance dans l'explication des valeurs du NAWRU. C'est-à-dire, le taux naturel non seulement dépend du cycle comme de la croissance du produit. Le taux naturel, finalement, n'a rien de "naturel". En suite, on arrive à un modèle où, au-delà des propriétés déjà citées, la mémoire des valeurs du NAWRU est très longue, confirmant encore plus la conclusion déjà atteinte.

III. B.

Nous présentons maintenant l'étude du comportement du taux de chômage à partir d'un modèle type VAR. Les variables prises sont le salaire réel, le taux de chômage et la valeur réel du PIB. On commence par la co-intégration et après par l'estimation d'un modèle avec les erreurs d'ajustement de longue période.

Les résultats de l'étude de co-intégration par la méthode de Johansen, avec 12 retards pour éliminer un possible problème d'auto-corrélation des erreurs, sont les suivants:

I(1) ANALYSIS

Eigenv.	L-max	Trace	H0: r	p-r
0.2302	19.89	37.94	0	3
0.1775	14.85	18.06	1	2
0.0413	3.21	3.21	2	1

On peut prendre, en conséquence, deux vecteurs de co-intégration. Mais comme le deuxième vecteur conduit à des valeurs presque nulles pour α , le coefficient d'ajustement des relations de courte période, on a retenu seulement un vecteur de co-intégration.

Après normalisation, les valeurs de β sont les suivants:

BETA (transposed)

LWR	LU	LQ
1.000	0.135	-0.221

Les testes d'auto-corrélation des erreurs d'ordre une et d'ordre quatre viennent donnés par

$$\text{LM}(1), \text{CHISQ}(9) = 1.466, \text{p-val} = 1.00$$

$$\text{LM}(4), \text{CHISQ}(9) = 9.493, \text{p-val} = 0.39$$

Les signes obtenus pour les coefficients de longue période, et aussi de courte période, nous conduisent à accepter cette relation d'équilibre. Avec les valeurs du mécanisme de correction des erreurs (ecm), on a recherché un modèle parcimonieux pour les ajustements de courte période⁶. Tenant en compte que nos variables sont trimestrielles et que la réalité institutionnelle comme la circulation de l'information se fonde sur des changements annuels, on a pris le processus d'ajustement pour des variations annuels ainsi comme on a pris ecm avec un retard de 4 trimestres.

Les résultats obtenus conduisent à exclure la variable $d4lq$ du processus global d'ajustement car elle ne dépendait des autres variables. Les deux équations retenus sont les suivants:

1980:4-1998:4

d4lwr	Coef	t
Constante	0.00798	2.341
d4lwr{1 to 11}	0.36442	3.067
d4lu{1 to 2}	-0.05071	3.173
ecm{4}	-0.06007	2.983
$R^2=0,778$	$\sigma=0,0190$	$lm=1,19[0,27]$

1981:1-1998:4

d4lu	Coef	t
Constante	0.06602	3.002
d4lwr{1 to 11}	1.3364	2.077
d4lu{1 to 12}	0.59752	4.754
d4lq{1 to 6}	-3.03261	3.573
$R^2=0,916$	$\sigma=0,0678$	$lm=2,02[0,15]$

Comme on était devant un modèle quasi-VECM nous avons fait leur estimation par la méthode SUR (seemingly unrelated regressions)⁷. Dans le tableau suivant nous présentons les testes d'exclusion de l'hypothèse nulle pour chaque variable dans chacune des équation :

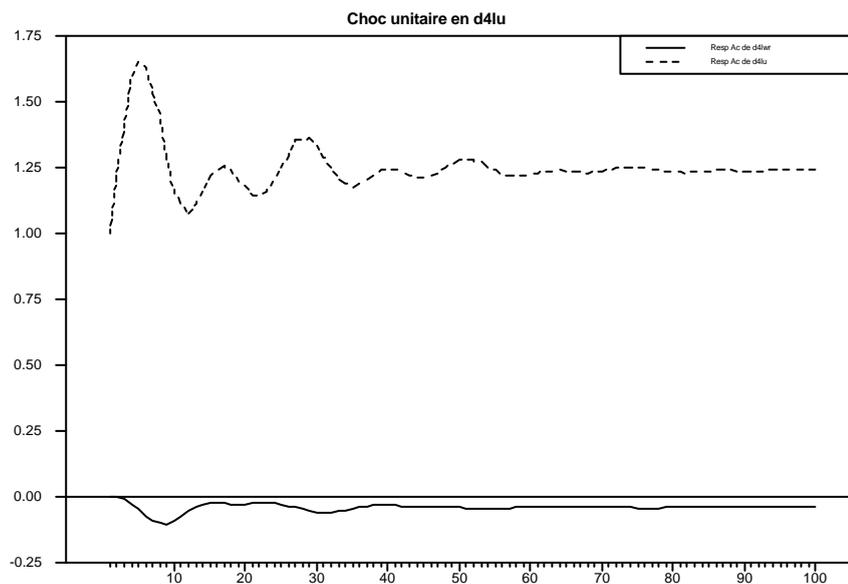
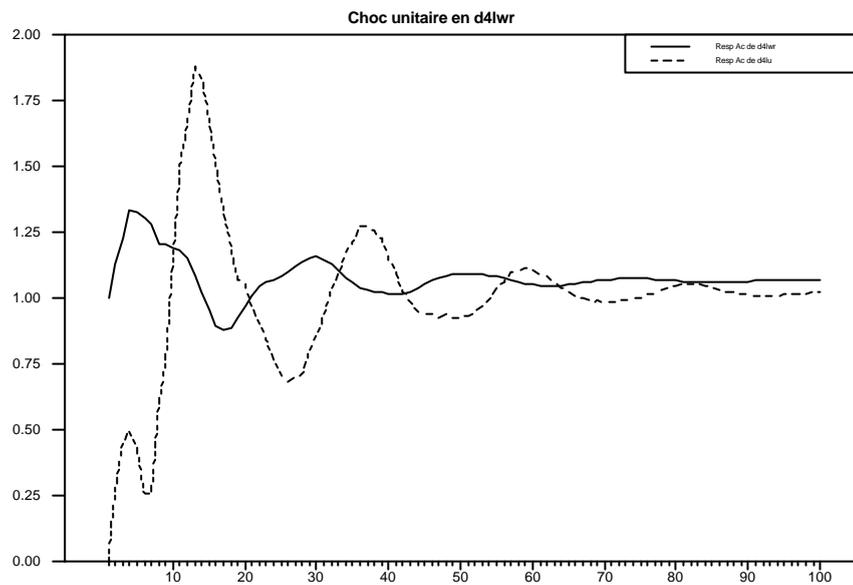
Equations:	d4lwr		d4lu	
	dl	$\chi^2(dl)$	dl	$\chi^2(dl)$
Constante	1	104740	1	3100
d4lwr	11	14252	11	949
d4lu	2	20824	12	17767

⁶ Ce qui nous conduira à un modèle quasi-VAR avec ecm (quasi-VECM).

⁷ Les valeurs obtenues pour les paramètres n'ont pas eu des changements appréciables.

ecm	1	3223		
d4lq			6	255
		$\sigma=0,019$		$\sigma=0,068$

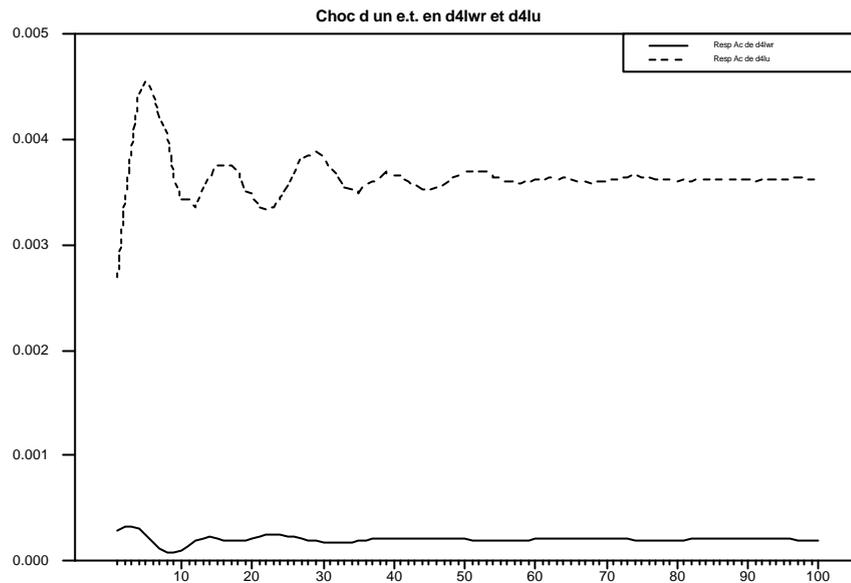
Avec ces résultats on a fait l'estimation des réponses des différentes variables dépendantes du modèle après la présence des différents chocs. On a commencé par des chocs unitaires. Les figures avec les réponses accumulées sont en-dessous. Premièrement pour le choc sur le salaire réel, sur le chômage et après sur les deux variables en ensemble.





Les résultats ne soulèvent pas beaucoup de doutes. Un choc sur le taux de chômage se répercutera infiniment avec une valeur supérieure et aura les conséquences attendues sur le salaire réel. Un choc sur le salaire réel aura des graves conséquences sur le taux de chômage, mais malgré cela la nouvelle valeur du salaire réel se maintiendra.

Un des problèmes des chocs unitaires résulte du fait qu'ils peuvent être bien loin des valeurs qui caractérisent les ajustements des séries et ainsi des valeurs qui symbolisent l'incertitude des comportements des variables. Pour cette raison on a essayé aussi des chocs d'une valeur égale au écart type de chaque estimation. La figure ci-dessous résulte des chocs conjoints sur le salaire et le chômage.



Le résultat est aussi très intéressant. Les chocs sur le marché du travail ont des conséquences permanentes sur le taux de chômage mais ils sont absorbés par le comportement du salaire réel.

IV. Conclusion

Après les doutes soulevées, nous avons obtenu la confirmation empirique, pour le cas de l'économie portugaise: il est préférable de parler d'un taux naturel de chômage plutôt comme un projet d'étude qu'un concept. Et essayer de le prendre comme un concept, même qu'il soit seulement opératoire, c'est une erreur.

Références Bibliographiques

- Amable, Bruno, Jérôme Henry, Frédéric Lordon et Richard Topol (1995), "Hysteresis revisited: a methodological approach" dans Rod Cross (1995), pp. 153-180
- Amaral, João F. (1995), "A Falácia da Taxa Natural de Desemprego", dans *Ensaio de Homenagem a Francisco pereira de Moura*, Lisboa, ISEG/UTL, pp. 231-7
- Bean, Charles (1994), "European Unemployment: a survey", *Journal of Economic Literature*, June, pp. 573-619
- Blanchard, Olivier (1999), "European Unemployment: The Role of Shocks and Institutions", Séminaire du CREFE
- Blanchard, Olivier et Lawrence Summers (1987) "Hysteresis Unemployment", *European Economic Review*, 31, pp. 288-295
- Blanchard, Olivier et Lawrence F. Katz (1997), "What we know and we do not know about the natural rate of unemployment", *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, pp. 51-72
- Blanchard, Olivier et Lawrence F. Katz, (1999), "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence", *The American Economic Review*, 89, May, pp. 69-74
- Blanchard, Olivier et Pedro Portugal (1998), "What Hides behind an Unemployment Rate: Comparing Portuguese and U.S Unemployment", NBER, WP 6636
- Blanchflower, David et Andrew Oswald (1994), *The Wage Curve*, Cambridge, Ma., MIT Press
- Blinder, A. S. (1987), "Keynes, Lucas and Scientific Progress", *The American Economic Review*, 77, 2, pp. 130-6
- Caballero, Ricardo et Eduardo Engel (1993), "Microeconomic Adjustments Hazards and Aggregate Dynamics", *The Quarterly Journal of Economics*, CVIII, 2, pp. 359-83
- Campbell, J. e G. Mankiw (1987), "Are Output Fluctuations Transitory?", *Quarterly Journal of Economics*, 102, 4, pp. 857-80
- Cross, Rod (1995), "Is the natural rate hypothesis consistent with hysteresis?", dans Rod Cross (1995), pp. 181-200
- Cross R. (1995), (ed.), *The Natural Rate of Unemployment. Reflections on the 25 years of the Hypothesis*, Cambridge, Cambridge University Press
- Cross, Rod (1998), "Hysteresis and unemployment: a preliminary investigation", Working Paper, University of Strathclyde, (40 pp)

- Dixon, Huw (1995), "Of Coconuts, Decomposition, and a Jackass: the genealogy of the natural rate", dans Rod Cross (1995), pp. 57-74
- Duarte, Adelaide et Andrade, João (1999), "Histerese da Taxa de Desemprego de Equilíbrio, um aplicação ao caso português", *Notas Económicas*, à paraître.
- Elmeskov, J. (1993), "High and Persistent Unemployment: assessment of the problem and its causes", OECD, WP 132
- Friedman, Milton, (1968), "The role of monetary policy", *The American Economic Review*, 58, Abril, pp. 1-21
- Gordon, R. (1997), "The Time-Varying NAIRU and its Implications for Economic Policy", *Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, pp. 11-32
- Hahn, Frank (1995), "Theoretical Reflexions on the 'Natural Rate of Unemployment'", dans Rod Cross (1995), pp. 43-56
- Pasi Holm, Pasi et Hekina Somervouri (1997), "Structural Unemployment in Finland", W.P. 177, OECD
- Layard, R., S. Nickell et R. Jackman, (1991), *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*, Oxford, Oxford University Press
- Lindbeck, A. (1992), "Macroeconomic Theory and the Labour Markets", *European Economic Review*, 36, 2-3, pp. 209-35
- Lipsey, Richard et Alec Chrystal (1995), *Positive Economics*, Oxford, Oxford University Press
- Nickell, Stephen (1997), "Unemployment and Labour Market Rigidities: Europe versus North America", *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 3, pp. 55-74
- OECD (1994), *The OECD Jobs Study*, Paris, OECD
- Phelps, Edmund (1967), "Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time", *Economica*, 34, 3, pp. 254-81
- Phelps, Edmund (1968), "Money wage dynamics and labor market equilibrium", *Journal of Political Economy*, 76, pp. 678-711
- Phelps, Edmund (1994), *Structural slumps: the modern equilibrium theory of unemployment, interest and assets*, Cambridge Mass, Harvard University Press
- Phelps, Edmund (1995), "The origins and further development of the natural rate of unemployment" dans Rod Cross (1995), pp. 15-31

Solow, R. (1998), "How Cautious must the Fed be?", dans Solow, R. Et Taylor, J. (1998), pp. 1-28

Solow, R. et Taylor, J. (1998), eds., *Inflation, Unemployment, and Monetary Policy*, MIT Press, 1998

Staiger, Douglas, James Stock et Mark Watson (1996), "How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment", NBER, WP5477

Staiger, Douglas James Stock et Mark Watson (1997), "The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy", *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, pp. 33-49

Stiglitz, Joseph, (1997), "Reflections on the natural rate hypothesis", *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, pp. 3-10

ESTUDOS DO G.E.M.F.

2000

- Nº. 3 *Le Taux de Chômage Naturel comme un Indicateur de Politique Economique? Une application à l'économie portugaise*
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 2 *La Convergence Réelle Selon la Théorie de la Croissance: Quelles Explications pour l'Union Européenne?*
- Marta Cristina Nunes Simões
- Nº. 1 *Política de Estabilização e Independência dos Bancos Centrais*
- João Sousa Andrade

1999

- Nº. 9 *Nota sobre a Estimação de Vectores de Cointegração com os Programas CATS in RATS, PCFIML e EVIEWS*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 *A Abertura do Mercado de Telecomunicações Celulares ao Terceiro Operador: Uma Decisão Racional?*
- Carlos Carreira
- Nº. 7 *Is Portugal Really so Arteriosclerotic? Results from a Cross-Country Analysis of Labour Adjustment*
- John T. Addison e Paulino Teixeira
- Nº. 6 *The Effect of Dismissals Protection on Employment: More on a Vexed Theme*
- John T. Addison, Paulino Teixeira e Jean-Luc Grosso
- Nº. 5 *A Cobertura Estática e Dinâmica através do Contrato de Futuros PSI-20. Estimação das Rácios e Eficácia Ex Post e Ex Ante*
- Helder Miguel C. V. Sebastião
- Nº. 4 *Mobilização de Poupança, Financiamento e Internacionalização de Carteiras*
- João Sousa Andrade
- Nº. 3 *Natural Resources and Environment*
- Adelaide Duarte
- Nº. 2 *L'Analyse Positive de la Politique Monétaire*
- Chistian Aubin
- Nº. 1 *Economias de Escala e de Gama nos Hospitais Públicos Portugueses: Uma Aplicação da Função de Custo Variável Translog*
- Carlos Carreira

1998

- Nº. 11 *Equilíbrio Monetário no Longo e Curto Prazos - Uma Aplicação à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade

- Nº. 10 *Algumas Observações Sobre o Método da Economia*
- João Sousa Andrade
- Nº. 9 *Mudança Tecnológica na Indústria Transformadora: Que Tipo de Viés Afinal?*
- Paulino Teixeira
- Nº. 8 *Portfolio Insurance and Bond Management in a Vasicek's Term Structure of Interest Rates*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 7 *Financial Innovation and Money Demand in Portugal: A Preliminary Study*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 6 *The Stability Pact and Portuguese Fiscal Policy: the Application of a VAR Model*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 5 *A Moeda Única e o Processo de Difusão da Base Monetária*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 4 *La Structure par Termes et la Volatilité des Taux d'intérêt LISBOR*
- José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 3 *Regras de Comportamento e Reformas Monetárias no Novo SMI*
- João Sousa Andrade
- Nº. 2 *Um Estudo da Flexibilidade dos Salários: o Caso Espanhol e Português*
- Adelaide Duarte e João Sousa Andrade
- Nº. 1 *Moeda Única e Internacionalização: Apresentação do Tema*
- João Sousa Andrade

1997

- Nº. 9 *Inovação e Aplicações Financeiras em Portugal*
- Pedro Miguel Avelino Bação
- Nº. 8 *Estudo do Efeito Liquidez Aplicado à Economia Portuguesa*
- João Sousa Andrade
- Nº. 7 *An Introduction to Conditional Expectations and Stationarity*
- Rui Manuel de Almeida
- Nº. 6 *Definição de Moeda e Efeito Berlusconi*
- João Sousa Andrade
- Nº. 5 *A Estimação do Risco na Escolha dos Portafólios: Uma Visão Selectiva*
- António Alberto Ferreira dos Santos
- Nº. 4 *A Previsão Não Paramétrica de Taxas de Rentabilidade*
- Pedro Manuel Cortesão Godinho
- Nº. 3 *Propriedades Assintóticas de Densidades*
- Rui Manuel de Almeida
- Nº. 2 *Co-Integration and VAR Analysis of the Term Structure of Interest Rates: an empirical study of the Portuguese money and bond markets*
- João Sousa Andrade e José Soares da Fonseca
- Nº. 1 *Repartição e Capitalização. Duas Modalidades Complementares de Financiamento das Reformas*
- Maria Clara Murteira

1996

- Nº. 8 *A Crise e o Ressurgimento do Sistema Monetário Europeu*
- Luis Manuel de Aguiar Dias
- Nº. 7 *Housing Shortage and Housing Investment in Portugal a Preliminary View*
- Vítor Neves
- Nº. 6 *Housing, Mortgage Finance and the British Economy*
- Kenneth Gibb e Nile Istephan
- Nº. 5 *The Social Policy of The European Community, Reporting Information to Employees, a U.K. perspective: Historical Analysis and Prognosis*
- Ken Shackleton
- Nº. 4 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: aplicação à economia portuguesa*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 3 *O Teorema da Equivalência Ricardiana: discussão teórica*
- Carlos Fonseca Marinheiro
- Nº. 2 *As taxas de juro no MMI e a Restrição das Reservas Obrigatórias dos Bancos*
- Fátima Assunção Sol e José Alberto Soares da Fonseca
- Nº. 1 *Uma Análise de Curto Prazo do Consumo, do Produto e dos Salários*
- João Sousa Andrade