
TAXA NATURAL DE DESEMPREGO, UMA VARIÁVEL CÍCLICA? - UMA APLICAÇÃO A ALGUMAS ECONOMIAS EUROPEIAS

THE NATURAL RATE OF UNEMPLOYMENT, A CYCLICAL VARIABLE? - A STUDY APPLIED TO SOME EUROPEAN ECONOMIES

Autores: Maria Adelaide Silva Duarte

- Professora Auxiliar na Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

João Sousa Andrade

- Professor Catedrático na Faculdade de Economia da Universidade de Coimbra

RESUMO:

- Este artigo apresenta algumas das conclusões que obtivemos no âmbito de uma investigação mais vasta sobre a Taxa Natural de Desemprego (NRU). O nosso objectivo principal é determinar as propriedades da NRU como um indicador económico e testámo-las para a França, Espanha, Itália, Áustria e Dinamarca.

Primeiro revemos o conceito de NRU. Em segundo lugar comparámos os dois tipos mais importantes de modelos da NRU: o modelo de Phillips, actualizado por Gordon (1997) e o modelo de Layard, Nickell and Jackman (1991) na versão de Blanchard (1999). Os factores económicos e sociais que conduzem à existência de uma NRU de médio prazo variável ou à inexistência de uma NRU de longo prazo são realçados.

Em terceiro lugar efectuamos a análise econométrica para testar o comportamento cíclico da NAIRU. Depois de justificarmos a escolha da amostra de países europeus, utilizamos uma versão não linear do método de Elmeskov. Como suspeitávamos, obtivemos modelos cíclicos robustos da NAWRU.

PALAVRAS-CHAVE:

- *Curva de Phillips; NRU; NAWRU de curto e longo prazo; histerese; indicador de política económica; método de Elmeskov.*

ABSTRACT:

- 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 NRU properties as an economic indicator, and we have tested its properties for France, Spain, Italy, Austria and Denmark.

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 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 or to the non-existence of a long-run NRU are emphasized. Thirdly, we make the econometric analysis to confirm the cyclical behavior of NAIRU. After justifying the choice of the European countries sample, we use a non-linear version of Elmeskov method. As we suspected, we have obtained robust cyclical models for the NAWRU.

KEY-WORDS:

- *Phillips curve; NRU; short and long run NAWRU; hysteresis; policy indicator; Elmeskov method*

Este é o terceiro estudo¹ que resulta da nossa investigação sobre o conceito de taxa natural de desemprego. Esta investigação, que apresenta três componentes, a análise teórica, a análise empírica e a análise normativa, privilegiou em termos de objectivo de pesquisa, a questão normativa. Quais são as condições que devem estar presentes para podermos considerar a taxa natural de desemprego um “bom” (passe a tautologia) indicador de política económica?

Pareceu-nos que este objectivo era tanto mais importante quanto a maior parte de estudos de política económica em Portugal continua a considerar, directa ou indirectamente, a taxa natural de desemprego um indicador de política económica pertinente, partindo do pressuposto que as condições para o ser estão preenchidas². Ora é preciso provar que essas condições são cumpridas, e nós chegámos à conclusão que o não são no caso da economia portuguesa³.

Valerá como desculpa à posição dominante o facto de Portugal apresentar uma das taxas de desemprego mais baixas da União Europeia (UE) e da dita taxa natural de desemprego, por factores de inércia e histerese, ser mais baixa do que deveria ser na ausência desses fenómenos, justamente o oposto do que se passa na maioria dos Estados-membros da UE?

Não o cremos. Não conhecemos o valor da NAIRU, mas se esse valor for independente do ciclo económico, poderemos dizer que variações da taxa de desemprego efectivo à esquerda de dado valor estarão associadas a um aumento da inflação e a uma diminuição no caso oposto. Mas quando a taxa natural de desemprego depende da componente cíclica do PIB real e apresenta mesmo um comportamento contra-cíclico, uma diminuição da taxa de desemprego efectivo estará associada a uma taxa natural de desemprego que também diminuiu. Nestas condições, a variação da taxa de desemprego efectivo não nos pode dar uma indicação sobre o sinal da variação da inflação. Assim, uma política económica restritiva visando a estabilidade dos preços pode ter custos reais muito elevados, porque a estabilidade dos preços antes da intervenção não estava ameaçada.

Neste terceiro estudo alargámos a nossa investigação a um conjunto de Países da União Europeia⁴ e chegámos à mesma conclusão que para Portugal - a taxa natural de desemprego depende também da componente cíclica do PIB real, ou seja, varia de forma contra-cíclica.

Começaremos por apresentar o conceito de taxa natural de desemprego (I) e procuraremos inserir o seu cálculo e definição em modelos estilizados (II). Faremos depois o estudo empírico (III) das economias seleccionadas, apresentaremos a metodologia seguida e os resultados para cada uma delas. Finalmente concluiremos (IV).

I. O CONCEITO DE TAXA NATURAL DE DESEMPREGO

A primeira questão a colocar sobre a taxa natural de desemprego deve ser como defini-la. Começemos pela longa definição de Friedman (1968):

¹ Duarte, A. e Andrade, J. 1999 e 2000.

² Apesar da contestação a nível conceptual de Amaral, João F. 1995 e dos resultados de Modesto, L. e J. C. Neves 1993.

³ Outros autores chegaram a essa conclusão para o caso das outras economias da União Europeia.

⁴ França, Espanha, Áustria, Dinamarca e Itália.

“ 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.”

As características do mercado de trabalho fazem com que este apresente sempre muitos indivíduos em trânsito, daí decorre que pleno-emprego não signifique ausência de desemprego. E é assim que temos o desemprego friccional e o desemprego estrutural.

O desemprego friccional é o desemprego que está associado à rotação do trabalho. Há rotação permanente de indivíduos em dados empregos, surgem novas oportunidades de emprego; há empregos que deixam de existir, há um fluxo de entrada e saída permanente de indivíduos na população activa. Mesmo supondo que o número de postos de trabalho oferecidos é igual ao número de postos de trabalho procurados, a procura desses postos de trabalho é uma actividade consumidora de tempo, o que significa que seja qual for o momento, haverá trabalhadores desempregados à procura de emprego.

O desemprego estrutural resulta da não adequação entre a estrutura da oferta de trabalho e a estrutura da procura de trabalho, supondo que a oferta de trabalho é igual à sua procura. Este tipo de desemprego pode ocorrer porque existe uma oferta de qualificações inadequada do ponto de vista geográfico, apesar de poder ser adequada a nível nacional.

O conceito de taxa natural de desemprego emana de uma teoria real do emprego que se baseia na tese clássica da dicotomia entre as variáveis reais e as variáveis nominais de equilíbrio de longo-prazo. O conceito de taxa natural de desemprego foi integrado pela primeira vez no seio de um modelo aceleracionista com antecipações inflacionistas adaptáveis (Humphrey, T. 1985 e 1985a e Solow, R. 1998). Neste modelo, a curva de Phillips de curto-prazo aumentada exprime uma relação de desequilíbrio entre a taxa de desemprego efectiva e a taxa natural de desemprego, o que se traduz numa taxa de inflação instável. Neste contexto fica claro o acrónimo escolhido para taxa natural de desemprego - NAIRU, taxa de desemprego que não acelera a inflação, embora o acrónimo mais correcto tivesse sido, CIRU, taxa de desemprego que mantém constante a taxa de inflação.

Consideraremos, a partir daqui, que a taxa natural de desemprego é equivalente à NAIRU. Refira-se no entanto que a NAIRU pode ser considerada como apenas tendo existência no quadro da concorrência perfeita (Lipsey, R. e Chrystal, A. 1995).

As questões que podem e devem ser colocadas a propósito do conceito de NAIRU têm uma natureza diferente, o que não quer dizer que sejam independentes entre si. A primeira questão releva da análise teórica e respeita ao quadro em que a NAIRU é definida (Hahn, F. 1995). A segunda questão releva da análise empírica e é relativa à robustez dos resultados empíricos a que conduzem os vários métodos da sua estimação. Finalmente, a terceira releva da análise normativa e é relativa à consideração ou não da NAIRU como indicador de política económica.

Ponhamos em destaque algumas das interrogações que devem ser colocadas no âmbito da primeira questão acima apontada. Qual é o quadro teórico no qual é definida a NAIRU e como é que definido o equilíbrio a ela associado? Trata-se de um equilíbrio estacionário globalmente estável para o qual convergirá a taxa de desemprego efectivo? Ou pelo contrário, trata-se de um equilíbrio de longo-prazo a taxa constante (equilíbrio de steady state), localmente estável, para o qual converge a taxa de desemprego efectiva? E a dicotomia clássica é assegurada sob aquelas condições? Ou seja, trata-se de uma taxa de desemprego cuja trajetória é independente das variáveis nominais que influenciam a procura global?

A extensão da análise da NAIRU através da consideração do quadro da concorrência imperfeita nos mercados de bens e do trabalho exigirá a consideração de fenómenos não-lineares (Amable, B.; Henry, J.; Lordon, F.; et Topol, R. 1995) e a hipótese de agentes heterogéneos (Caballero, R. e Engel, E. 1993)? E sendo assim, será que a filiação da NAIRU à teoria clássica se perderá?

Na ausência de choques de oferta, de choques de procura e de choques de salários, as determinantes da NAIRU são de três tipos: os factores de oferta que determinam o nível de actividade de equilíbrio; os factores de histerese; e os factores de inércia. A existência de factores de histerese pode por em causa o próprio conceito de NAIRU (Cahuc, P. 1993)⁵.

No caso da histerese parcial, são definidos dois conceitos de NAIRU, um conceito de curto-prazo e um conceito de longo-prazo. A pertinência do último conceito dependerá da existência de um mecanismo de convergência da NAIRU de curto-prazo à NAIRU de longo-prazo. Mas do ponto de vista normativo, do ponto de vista da política económica, é necessário também que a duração dos efeitos transitórios da taxa de desemprego efectivo sobre a taxa de desemprego de longo-prazo seja curta.

No caso da histerese total, a taxa de salário nominal deixa de depender da taxa de desemprego, a NAIRU deixa de poder ser definida como uma variável de equilíbrio, e coincide mesmo com a taxa de desemprego do período anterior. Como provámos (Duarte, A., e Andrade, J. 1999), as séries do desemprego e da taxa de desemprego em Portugal apresentam raiz unitária, pelo que a determinação da NAIRU nestas condições é impossível.

Mesmo que se considere que ambos os conceitos de histerese não exprimem senão um fenómeno de persistência, a duração dos efeitos, bastante longa, pode invalidar, quer do ponto de vista teórico, quer do ponto de vista empírico, a hipótese da NAIRU.

Blinder considera que uma teoria que permite que a taxa natural de desemprego siga de forma clara a taxa de desemprego efectivo não poderá ser considerada uma teoria da taxa natural de desemprego (Blinder, A. 1987). Rod Cross considera que a aplicação do verdadeiro conceito de histerese à NAIRU supõe o abandono desta hipótese:

“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. MODELOS TEÓRICOS DE DETERMINAÇÃO DA NAIRU

A determinação da NAIRU poderá ser feita a partir de várias abordagens, no entanto as mais divulgadas são aquelas que se baseiam numa relação de Phillips aumentada e no modelo de Layard, Nickell e Jackman (1991). Um tipo de abordagem foi desenvolvida por Gordon (1997), e o seu modelo é conhecido pelo nome do modelo triangular de inflação (inflation triangle model) porque nele a inflação é explicada por três grupos de variáveis: as da procura, definidas pelo desvio entre a taxa de desemprego efectiva e a taxa natural de

⁵ Veja-se também a abundante bibliografia aí citada.

desemprego; as da oferta, que representam choques de oferta; e as da inércia, que são representadas pelos efeitos com desfasamentos da taxa de inflação. Um segundo modelo, é por vezes denominado o modelo da batalha das taxas de margem (the battle of the mark-up model), supõe um contexto de concorrência imperfeita no mercado dos bens e do trabalho. A taxa de desemprego é a variável estratégica que reconcilia o nível do preço de produção, pré-estabelecido pelas empresas, com a taxa de salário nominal. Neste modelo, a NAIRU é definida como sendo a taxa de desemprego quando os efeitos de inércia sobre o equilíbrio dos dois mercados se esgotam. A versão mais conhecida deste modelo não considera os efeitos temporários (mais ou menos longos) das alterações tecnológicas sobre a NAIRU, já que a produtividade tendencial é considerada com sinais contrários nas equações de preços e do salário. Podemos no entanto introduzir a influência dessa variável na análise se seguirmos a via proposta por Blanchard et Katz (1999). Aliás, essa via vai-lhes permitir não só reconciliar este segundo modelo com a abordagem dos autores da curva de salário (Blanchflower, D., e Oswald, A. 1994), como também interpretar com o auxílio das equações de preços e salário deduzidas, os resultados obtidos com a curva de Phillips para os EUA e para a UE. Assim, através da consideração dos efeitos directos positivos da produtividade do trabalho sobre o salário de reserva e sobre o salário, a influência dos choques de oferta sobre a taxa natural de desemprego pode ser considerada.

Analisemos o modelo mais simples de NAIRU de Layard, Nickell e Jackman. O modelo pode ser apresentado sob a forma de um sistema de três equações, a do preço, a do salário e a da procura, estando todas as variáveis definidas em logaritmos⁶.

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

$$w - p = b_0 - b_1 \cdot u + b_2 \cdot (p - p^e) + b_3 \cdot (k - 1) + z \quad (2)$$

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

A equação (1) representa o comportamento de mark-up do preço (do valor acrescentado) em relação ao salário nominal e que depende negativamente da taxa de desemprego, positivamente das surpresas dos preços e negativamente do coeficiente capital-trabalho (tomado aqui como uma “proxy” da produtividade tendencial).

A equação (2) representa a taxa de margem do salário nominal relativamente ao preço da produção e que depende negativamente da taxa de desemprego, positivamente das surpresas dos preços, do coeficiente capital trabalho e das variáveis exógenas que fazem pressão sobre a taxa de salário real, por exemplo, o grau de sindicalização dos trabalhadores e os subsídios de desemprego.

Finalmente a equação (3) retrata o comportamento da procura onde v representa as variáveis que fazem pressão sobre a procura.

⁶ Usaremos a seguinte simbologia para as variáveis em logaritmos: p - preços; w - salário; u - taxa de desemprego; k - capital; l - trabalho; ε - ruído branco; z - conjunto de variáveis tais como o grau de sindicalização dos trabalhadores e o nível do subsídio de desemprego; v - conjunto de variáveis que fazem pressão sobre a procura global; e o expoente 'e' representa valor antecipado.

Neste modelo, a taxa de inflação segue um processo aleatório (random walk) e as antecipações inflacionistas são definidas a partir desse processo.

$$\Delta p = \Delta p_{-1} + \varepsilon \quad (4)$$

$$p^e = p_{-1} + \Delta p_{-1}, \text{ com } p - p^e = \Delta^2 p \quad (5)$$

A NAIRU (u^*) corresponde à taxa de desemprego compatível com as realizações das antecipações dos agentes sobre os preços e salários (6).

$$u = u^* \Rightarrow \varepsilon = 0 \text{ e } \Delta^2 p = 0 \quad (6)$$

$$u^* = \frac{a_0 + b_0 + z}{a_1 + b_1} \quad (7)$$

Segundo a fórmula assim obtida (7), a NAIRU depende exclusivamente dos factores que fazem pressão sobre o salário real. É certo que a NAIRU pode variar, mas a sua variação não depende das variáveis nominais que agem sobre a procura, ou seja, não depende de “v”.

Se o preço e o salário dependem simultaneamente da taxa de desemprego e da variação da taxa de desemprego, então as equações de preço e do salário são rescritas e incluem como variável, a variação da taxa de desemprego ((8), (9)). Neste caso, pode ser definida uma taxa natural de desemprego de curto-prazo que depende quer da taxa natural de desemprego de longo-prazo, quer da taxa de desemprego efectiva.

$$p - w = a'_0 - a'_1 \cdot u + a_{11} \cdot \Delta u + a'_2 \cdot (p - p^e) - a'_3 \cdot (k - 1) \quad (8)$$

$$w - p = b'_0 - b'_1 \cdot u - b_{11} \cdot \Delta u + b'_2 \cdot (p - p^e) + b'_3 \cdot (k - 1) + z \quad (9)$$

A taxa de equilíbrio do sistema (u_{cp}^*) está também associada a um estado de equilíbrio de expectativas (10),

$$u = u_{cp}^* \Rightarrow \varepsilon = 0, \Delta^2 p = 0 \text{ e } \Delta u \neq 0 \quad (10)$$

vindo assim:

$$u_{cp}^* = \frac{(a'_1 + b'_1) \cdot u^* + (a_{11} + b_{11}) \cdot u_{-1}}{a'_1 + b'_1 + a_{11} + b_{11}} \quad (11)$$

A NAIRU de curto-prazo u_{cp}^* , em (11), vai depender simultaneamente da NAIRU e da taxa de desemprego do período anterior. Em suma, a NAIRU de curto-prazo dependerá da história do desemprego. Na presença de histerese parcial, a taxa de desemprego de curto-prazo convergirá para a taxa de desemprego de longo-prazo, mas os efeitos dos choques (inovações) podem durar bastante tempo, tanto mais quanto o valor do coeficiente u_{-1} em (11) for elevado (mas inferior à unidade).

Se os efeitos directos da NAIRU sobre o preço e o salário nominal são diminutos (vizinhos de zero), então a NAIRU de curto-prazo é variável e dependerá das variáveis nominais que determinam a taxa de desemprego do período anterior, (12)

$$u_{cp}^* = u_{-1} \quad (12)$$

Neste caso, estamos em presença de histerese total porque a taxa de salário nominal não depende da taxa de desemprego e nestas condições a NAIRU irá depender da taxa de desemprego do período anterior. Em suma, a série temporal da taxa de desemprego é uma série de raiz unitária. Nestas condições não é possível definir a NAIRU de longo-prazo.

As explicações micro-económicas avançadas para a explicação do fenómeno baseiam-se em modelos de determinação do salário do tipo insiders-outsiders. Escusado será dizer que a subida da NAIRU devido aos efeitos de histerese vai depender da grandeza do choque inicial, do grau de persistência do choque e da sucessão de choques com o mesmo sinal.

A hipótese extrema de histerese forte segundo a qual os desempregados de longa-duração não irão influenciar o nível da taxa de salário nominal poderá ser reconsiderada em face das diferentes instituições de trabalho. Tal significa que a importância do fenómeno da histerese na explicação da subida da taxa natural de desemprego na Europa poderá ser mantida ainda que seja excluída a hipótese extrema que admite que os desempregados de longa-duração não exercem uma pressão sobre o nível da taxa de desemprego.

Com efeito, a tomada em linha de conta das diferentes instituições de trabalho, pode condicionar a amplitude do fenómeno. Tomemos duas instituições do mercado de trabalho que sejam bastante favoráveis aos trabalhadores, como as leis de protecção do emprego e os subsídios de desemprego. A duração do desemprego será mais elevada num mercado de trabalho com estas instituições, por essa razão, um choque negativo que aumente o desemprego, será ampliado por estas instituições, porque uma parte acrescida do desemprego criado (acrescida relativamente a um mercado de trabalho sem aquelas instituições) transformar-se-á em desemprego de longa-duração (Blanchard, O. 1999).

Blanchard e Katz constroem uma curva de salário que contem uma curva de Phillips. A comparação entre as duas curvas apresenta várias vantagens quer do ponto de vista da análise teórica quer do ponto de vista da análise aplicada quer ainda pela explicação que é avançada para os diferentes resultados da estimação da NAIRU obtidos para os EUA e para a UE.

Assim, a curva de oferta de trabalho, porque baseada numa curva de salário vai permitir: a) que ao nível empírico sejam incluídas as contribuições comuns de vários modelos

de determinação do salário real, a saber que o salário real antecipado vai depender do salário de reserva e da produtividade do trabalho; b) a tomada em linha de conta dos efeitos permanentes dos choques de oferta (preço da energia), taxa de juro real e quotizações sociais (payroll taxes), quando os efeitos directos da produtividade do trabalho sobre o salário real e sobre o salário de reserva são positivos; c) possam ser controladas as diferenças entre as instituições do mercado de trabalho nos EUA e na UE. A curva de Phillips conduz a bons resultados econométricos para os dados dos EUA e a maus para os dados da UE. O que poderá ser explicado pela ausência de efeitos directos de produtividade de trabalho sobre o salário real e sobre o salário de reserva no caso dos EUA. Seja (13) a curva de Phillips.

$$w_t - p_t^e = a_w + (w_{t-1} - p_{t-1}) - \beta \cdot U_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

As variáveis estão definidas em logaritmos excepto a taxa de desemprego. O salário real antecipado depende negativamente do salário real com desfasamento e negativamente da taxa de desemprego⁷. A curva de Phillips pode ser definida como uma relação negativa entre a taxa de variação do salário real e a taxa de desemprego. Já a curva de salário de Blanchflower e Oswald (1994) é definida como uma relação negativa entre o salário real antecipado e a taxa de desemprego, sendo dadas a taxa de salário de reserva (b_t) e a produtividade do trabalho (y_t)⁸.

$$w_t - p_t^e = \delta \cdot b_t + (1 - \delta) \cdot y_t - \beta \cdot U_t + \varepsilon_t \text{ com } 0 < \delta < 1 \quad (14)$$

Por sua vez, o salário de reserva (15) irá depender em última instância de dois factores, do salário real e da produtividade do trabalho. A equação do salário de reserva é homogénea de grau 1 exprimindo a inexistência de um efeito de longo-prazo da produtividade sobre a taxa natural de desemprego⁹.

$$b_t = a'' + \lambda \cdot (w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \lambda) \cdot y_t \text{ com } 0 < \lambda < 1 \quad (15)$$

Substituindo na equação (14) obtém-se:

$$w_t - p_t^e = a'' \cdot \delta + \delta \cdot \lambda \cdot (w_{t-1} - p_{t-1}) + (1 - \delta \cdot \lambda) \cdot y_t - \beta \cdot U_t + \varepsilon_t \quad (16)$$

Se compararmos as equações (13) e (16) vemos que (13) é um caso particular de (16) justamente quando δ e λ são iguais à unidade:

$$\delta = 1 \Rightarrow (1 - \delta) = 0 \wedge \lambda = 1 \Rightarrow (1 - \lambda) = 0 \quad (17)$$

O efeito directo da produtividade do trabalho sobre o salário real antecipado é nulo sendo dado o salário de reserva e o efeito directo da produtividade do trabalho sobre o salário de reserva é também nulo. Aparentemente a robustez da estimação da curva de Phillips para os EUA poderá ser interpretada do ponto de vista dos resultados a que conduzem certos

⁷ a_w é uma constante e ε_t continua a ser um termo de erro.

⁸ $(1 - \delta)$ representa o efeito directo da produtividade sobre o salário real.

⁹ $(1 - \lambda)$ representa o efeito directo da produtividade sobre o salário de reserva.

modelos de salário de eficiência, segundo os quais o salário de reserva não depende senão do subsídio de desemprego.

A fim de estudar o efeito da produtividade do trabalho sobre a NAIRU, é preciso completar o modelo com uma equação de preços

$$w_t - p_t = y_t - x_t \quad (18)$$

onde x representa a taxa de margem de equilíbrio do mercado dos bens de concorrência imperfeita sendo dado o nível tecnológico.

Substituindo (16) em (18), supondo que as antecipações sobre os preços se realizam e que não há acontecimentos imprevisíveis, obtém-se uma NAIRU de curto-prazo:

$$U_t^* = \frac{a'' \cdot \delta + (1 - \delta \cdot \lambda) \cdot x_{t-1} + \Delta x_t - \delta \cdot \lambda \cdot \Delta y_t}{\beta} \quad (19)$$

Segundo a equação (19), a NAIRU de curto-prazo depende positivamente dos factores que actuam sobre a taxa de margem do período anterior (se os efeitos directos da produtividade sobre o salário real e sobre o salário de reserva forem positivos) e da variação da taxa de margem, e negativamente da variação da produtividade do trabalho do período. Se se considerar que a taxa de margem é constante, assim como a produtividade do trabalho, a influência da taxa de margem sobre a NAIRU de curto-prazo mantém-se se os efeitos directos de produtividade forem positivos:

$$U_t^* = \frac{a'' \cdot \delta + (1 - \delta \cdot \lambda) \cdot x_{t-1}}{\beta} \quad (20)$$

Mas se os efeitos directos são nulos, a NAIRU só dependerá de factores reais,

$$U_t^* = \frac{a'' \cdot \delta}{\beta} \quad (21)$$

Esta via de pesquisa é sem dúvida frutuosa no que respeita à NAIRU, os autores mostram que devido às características diferentes dos mercados de trabalho, a taxa de margem determina a NAIRU na UE e não nos Estados Unidos.

III. ESTUDO EMPÍRICO DO COMPORTAMENTO DA NAIRU

Staiger, Stock et Watson (1996 e 1997) consideram que existe um problema muito sério que decorre da estimação econométrica da NAIRU, qualquer que seja o tipo de modelo estimado, quaisquer que sejam as hipóteses auxiliares tomadas relativamente à formação das expectativas e quaisquer que sejam as séries consideradas - a estimação é imprecisa.

Mas estes resultados, por si, não significam que não se possam considerar as variações da taxa de desemprego como um indicador de variações futuras da inflação. O que a autoridade monetária não pode fazer é elaborar uma regra fina de política monetária que seja accionada quando a taxa de desemprego efectiva se aproximar da NAIRU.

Como veremos, iremos mais longe na nossa crítica à utilização do conceito de taxa natural de desemprego.

III.1 ECONOMIAS ESTUDADAS

O nosso estudo aplica-se à França, Espanha, Áustria, Dinamarca e Itália. Escolhemos um conjunto de economias europeias que apresentam não só valores passados da inflação bastante diferentes, como evoluções relativamente distintas. Seja quanto à inflação propriamente dita ou quanto à inflação salarial. Também a história mais recente de cada uma destas economias quanto aos valores da taxa de desemprego é bastante particular.

Por outro lado, pareceu-nos que seria interessante juntar no mesmo estudo três países de cultura latina com um país de cultura germânica e outro nórdico. Desta forma estamos a estudar economias com instituições bastante diferentes.

Nos Quadros 1, 2, e 3 podemos observar algumas particularidades do período considerado e também características das diferentes economias. O valor DP respeita ao desvio padrão de todos os valores em cada trimestre a que se refere o respectivo Quadro. Em Anexo indicamos de forma precisa as variáveis utilizadas.

Quadro 1
Taxas de Inflação (%) para o período 1961:I a 1999:IV

	TAXA MÉDIA	VALOR MÍNIMO	VALOR MÁXIMO	DP
França	5,4	0,26	14,0	3,6
Espanha	8,7	0,31	24,1	5,1
Itália	7,8	0,67	22,1	5,2
Áustria	3,9	0,36	9,5	2,0
Dinamarca	6,0	0,97	15,1	3,5
Portugal *	11,6	1,78	27,8	7,3

Quadro 2
Taxas de Inflação Salarial (%)

	TAXA MÉDIA	VALOR MÍNIMO	VALOR MÁXIMO	DP	PERÍODO
França	5,5	1,6	19,2	4,6	60:1-99:2
Espanha	9,1	2,3	30,8	7,3	64:1-99:2
Itália	7,8	1,8	29	7,0	60:1-99:3
Áustria	3,9	0,6	17,2	3,4	60:1-99:2
Dinamarca	7,0	1,8	23,7	4,8	71:1-93:4
Portugal *	12,5	0,3	32,7	6,6	78:1-98:4

Quadro 3
Taxas de Desemprego (%)

	TAXA MÉDIA	VALOR MÍNIMO	VALOR MÁXIMO	DP	PERÍODO
França	9,7	4,8	12,5	2,1	78:1-99:4
Espanha	17,1	4,6	24,5	5,4	76:3-99:2
Itália	8,3	3,6	12,4	2,8	60:1-99:2
Áustria	3,9	1,4	7,3	1,9	60:1-99:4
Dinamarca	7,4	0,8	12,5	3,2	70:1-93:3
Portugal *	7,4	3,9	11,1	1,9	78:1-98:4

* 1978:1 a 1998:4

A ideia geral a reter destes quadros é a da relativa diversidade de situações para estas economias.

III.2 METODOLOGIA DA CONFIRMAÇÃO EMPÍRICA

O nosso estudo empírico vai limitar-se a uma determinante real da NAIRU. Assim, o objectivo primeiro da aplicação que nos propusemos consiste em procurar detectar um comportamento cíclico da NAIRU e em seguida saber se para além desse comportamento ainda existirá uma componente tendencial que possa explicar a sua evolução. Para testar a evolução tendencial preferimos fazer uso do produto tendencial em vez de um simples *trend*. A razão prende-se com o simples facto de a economia, e a sua taxa de desemprego de equilíbrio, não deverem ser indiferentes a diferentes crescimentos do produto.

Para determinarmos os valores da taxa de desemprego que não aumente a taxa de inflação salarial, NAWRU, e a taxa de inflação propriamente dita, NAIRU, seguimos o método proposto por Elmeskov (1993). Esta metodologia tem como principal mérito a sua facilidade de aplicação e isenção em termos de modelos explicativos da taxa de desemprego. No entanto, faremos uma pequena alteração ao cálculo sugerido por este autor, uma vez que supomos uma relação não-linear entre a variação da inflação e o diferencial da taxa de desemprego relativamente ao seu valor de equilíbrio. Assim, para o caso dos salários, tomaremos,

$$\Delta w = \alpha \cdot (\bar{u} - u) \quad (22)$$

onde w é a inflação salarial, \bar{u} a taxa de desemprego de equilíbrio e u a taxa de desemprego. Neste caso, \bar{u} representa a NAWRU. O método sugerido por Elmeskov consiste em supor, numa primeira hipótese, que a taxa de desemprego de equilíbrio não se altera de um período para o outro. O que nos conduz à fórmula,

$$\alpha = \frac{-\Delta^2 w}{\Delta u} \quad (23)$$

que por substituição adequada nos leva ao valor da taxa de desemprego de equilíbrio, a partir de valores nossos conhecidos:

$$\bar{u} = u - \frac{\Delta u}{\Delta^2 w} \cdot \Delta w \quad (24)$$

Devemos no entanto ter em conta que aquela fórmula pode levar à obtenção de valores que correspondem a alterações bruscas daquela taxa de equilíbrio. Uma vez porque Δw pode tomar o valor zero e outras porque a sua diferença, $\Delta^2 w$, pode tomar valores reduzidos (ou mesmo zero) levando a valores nulos ou muito elevados da taxa de desemprego de equilíbrio. Estas variações bruscas devem ser corrigidas para que o próprio conceito de taxa de equilíbrio possa ter significado e ainda ter um carácter operacional.

A metodologia econométrica seguida na parte restante do estudo foi a seguinte:

- a) depois de obtido o valor da NAWRU ou NAIRU, pelo método de Elmeskov, procurámos corrigir¹⁰ alguns valores que resultam do facto de a primeira ou segunda diferenças da inflação (ou inflação salarial) poderem ter valores muito reduzidos;
- b) corrigimos o problema do *end-point* final associado ao método de Hodrick-Prescott através de modelos ARMA¹¹ aplicados às diferenças sazonais do produto real; no caso da Dinamarca, por exiguidade desta série, usámos os valores em volume das vendas;
- c) com base naqueles valores passámos a pesquisar um modelo da taxa de desemprego de equilíbrio com inclusão dos valores da componente cíclica da economia, tendo retido o modelo que minimizava o critério de Akaike, respeitando a exclusão da hipótese nula dos coeficientes e a ausência de auto-correlação de ordem (até) quatro;
- d) depois de obtido aquele modelo ensaiávamos a obtenção de um outro modelo que difere dele pela inclusão dos valores de tendência do produto, para além de respeitar os mesmos critérios.

Os modelos são identificados por M e um número que corresponde à sua ordem de apresentação. A variável dependente, assim como o período de observações efectivamente usado, é indicado para identificar o modelo apresentado. A coluna “Desf” indica o número de defasamentos da respectiva variável. Assim, “1-4” para “x” refere-se aos valores de “x₋₁” a x₋₄”. A estatística do Chi-quadrado, do lado esquerdo da parte de baixo de cada caixa refere-se a um teste LM à inclusão no modelo sem tendência do valor não desfasado da tendência do produto. O valor de Q respeita à estatística de Ljung-Box, com graus de liberdade que têm em conta as observações e os parâmetros do modelo. LM(4) é o valor do Chi-quadrado para o teste LM à auto-correlação de ordem 1 a 4 dos erros do modelo. \bar{R}^2 , é o R² ajustado.

III.3 RESULTADOS POR ECONOMIAS ESTUDADAS

Passamos a apresentar os modelos obtidos para cada uma das economias, chamando a atenção para os aspectos mais salientes que estes resultados nos sugerem.

¹⁰ Obtendo um novo valor que resulta da média aritmética simples entre o valor anterior e o imediatamente a seguir.

¹¹ Em Anexo indicamos os respectivos modelos.

Portugal

Em Duarte e Andrade (2000) estudámos esta metodologia para o período de 1977:1 a 1998:4, pelo que aqui apenas retomamos as conclusões da aplicação desta metodologia. No caso da nossa economia não podemos excluir a hipótese de um comportamento contra-cíclico da taxa natural de desemprego¹². E se num modelo parcimonioso admitíssemos a presença de uma tendência, uma investigação de um modelo mais geral levava à sua exclusão.

França

Os valores dos modelos que obtivemos não só retratam o comportamento contra-cíclico da NAWRU e da NAIRU, como os bastante bons ajustamentos obtidos (M1 e M3. Para ambos os modelos justifica-se a inclusão de uma tendência do produto (5,48% e 0,27%). Os modelos M2 e M4 traduzem o relacionamento cíclico e de tendência daquelas duas variáveis.

Podemos pois concluir que não só aquelas taxas naturais apresentam um comportamento cíclico com também apresentam uma clara tendência crescente com o produto. Esta última conclusão acaba por ir ao encontro de algumas outras análises que apontam para o crescimento da NAIRU em França.

NAWRU

Variáveis	M1, 1980:2-1999:2			M2, 1979:1-1999:2		
	Desf	Coefficiente	T	Desf	Coefficiente	T
Constante		0,531	3,66		-1,340	2,16
NAWRU	1-8	0,779	12,48	1-3	0,494	4,39
LY_FC	1	-3,667	2,46	1	-6,080	3,75
LY_FT				1	0,559	3,03

$\chi^2 = 3,69$ (5,48%) $\sigma=0,091$ Q(19)=12,41 LM(4)=7,51 $\overline{R^2} = 0,767$ $\sigma=0,096$ Q(20)=15,41 LM(4)=2,43 $\overline{R^2} = 0,801$

NAIRU

Variáveis	M3, 1979:3-1999:4			M4, 1978:4-1999:4		
	Desf	Coefficiente	T	Desf	Coefficiente	T
Constante		0,242	3,25			
NAWRU	1-5	0,899	27,84	1-2	0,849	24,34
LY_FC	1	-1,508	2,00	1	-1,740	2,53
LY_FT				1-2	0,089	4,66

$\chi^2 = 9,00$ (0,27%) $\sigma=0,051$ Q(20)=15,37 LM(4)=3,77 $\overline{R^2} = 0,936$ $\sigma=0,048$ Q(21)=15,11 LM(4)=2,48 $\overline{R^2} = 0,952$

Espanha

Os ajustamentos obtidos são também muito bons e comprovam a dependência dos valores da NAWRU e da NAIRU da evolução cíclica da economia (M5 e M8). Embora se obtenham ajustamentos razoáveis com a inclusão de uma variável de tendência (M6, M7 e

¹² É interessante verificar que por diferentes motivos Allan Larsson (1999) chegou a conclusão idêntica.

M9), de facto, a sua inclusão nos modelos apenas com ciclos não se justifica. Os modelos com tendência apresentam valores para o R^2 ajustado, e para o critério de Akaike, que são inferiores aos dos modelos sem essa variável. O próprio sinal da variável de tendência acaba por ser ou negativo (M6 e M9) ou positivo (M7) em modelo sem constante.

Como conclusão, devemos insistir no carácter cíclico do comportamento da NAWRU e NAIRU e na ausência de uma tendência clara na evolução dos seus valores.

NAWRU

VARIÁVEIS	M5, 1978:1-1999:2			M6, 1977:4-1999:2		
	DESF	COEFICIENTE	T	DESF	COEFICIENTE	T
Constante		0,318	4,04		0,741	3,33
NAWRU	1-5	0,893	33,38	1-3	0,951	30,82
LY_SC	1-2	-1,677	2,43	1	-1,533	2,29
LY_ST				1	-0,117	2,03

$\chi_1^2 = 0,34$ (55,90%) $\sigma=0,057$ Q(21)=11,07 LM(4)=5,46 $R^2 = 0,969$

$\sigma=0,056$ Q(21)=10,98 LM(4)=6,20 $R^2 = 0,973$

NAWRU

VARIÁVEIS	M7, 1977:2-1999:2		
	DESF	COEFICIENTE	T
NAWRU	1-2	0,878	37,64
LY_SC	1-2	-1,868	2,72
LY_ST	1	0,081	5,49

$\sigma=0,067$ Q(22)=21,79 LM(4)=9,23 $R^2 = 0,968$

NAIRU

VARIÁVEIS	M8, 1977:2-1999:1			M9, 1979:1-1999:1		
	DESF	COEFICIENTE	T	DESF	COEFICIENTE	T
Constante		0,307	6,47		1,529	3,34
NAWRU	1-2	0,898	53,22	1-9	0,922	19,40
LY_SC	1-2	-1,249	2,08	1	-2,934	2,36
LY_ST				1-2	-0,256	2,74

$\chi_1^2 = 2,47$ (11,63%) $\sigma=0,059$ Q(22)=16,25 LM(4)=4,04 $R^2 = 0,977$

$\sigma=0,056$ Q(20)=8,92 LM(4)=3,38 $R^2 = 0,951$

Itália

O caso da Itália é bastante interessante, porque apesar de uma clara relação negativa entre a NAWRU (e a NAIRU) e o produto cíclico, como podemos ver nas figuras em baixo, não obtemos nenhum modelo de comportamento cíclico para a primeira daquelas variáveis. Uma possível razão reside no facto de a relação NAWRU/produto cíclico não ser linear.

No entanto, não deixa de ser esclarecedor o facto de podermos obter um modelo, como M10, onde apenas incluímos valores desfasados da NAWRU e a tendência do produto. O coeficiente da tendência à positivo e o ajustamento bastante bom.

No que respeita à NAIRU, o ajustamento obtido, M11, confirma o seu comportamento cíclico e embora este modelo exclua a presença de uma tendência, o facto é que um modelo com tendência, M12, apresenta melhores valores globais de ajustamento.

NAWRU

M10, 1971:2-1999:2

VARIÁVEIS	DESF	COEFICIENTE	T
Constante		-8,794	2,77
NAWRU	1-3	0,699	6,98
LY_IT	1-4	0,658	2,83

$\sigma=0,090$ Q(28)=23,92 LM(4)=1,02

$\overline{R^2} = 0,910$

NAIRU

M11, 1970:3-1999:2

M12, 1970:2-1999:2

VARIÁVEIS	DESF	COEFICIENTE	T	DESF	COEFICIENTE	T
Constante		0,087	1,45 ¹³		-4,121	2,80
NAWRU	1-4	0,967	35,41	1-3	0,759	9,76
LY_IC	1-2	-1,714	2,74	1	-1,541	2,69
LY_IT				1	0,329	2,86

$\chi_1^2 = 1,39$ (23,75%) $\sigma=0,088$ Q(29)=24,34 LM(4)=3,95 $\sigma=0,086$ Q(29)=28,86 LM(4)=3,16

$\overline{R^2} = 0,917$

$\overline{R^2} = 0,922$

Áustria

A evolução dos salários e dos preços na Áustria sofre uma clara ruptura a partir de 1982. Como se as suas taxas de crescimento subissem um patamar mais elevado. A taxa de câmbio acompanhou este movimento de salários e preços. Impusemos assim a presença no nossos modelos de uma variável muda que vai até 1981:4 com o valor 1. O modelo da NAWRU, M13, apresenta um comportamento cíclico e não justifica a presença de uma tendência. Aliás, o modelo com tendência, M14, apresenta um ajustamento pior. O mesmo não se passa com a NAIRU. A presença de uma variável de tendência não pode claramente ser excluída. Retemos assim o comportamento cíclico para as duas variáveis e um comportamento cíclico e de tendência para a NAIRU.

¹³ N.S. de 14,9%

NAWRU

VARIÁVEIS	M13, 1965:2-1999:2 ¹⁴			M14, 1965:2-1999:2 ¹⁵		
	DESF	COEFICIENTE	T	DESF	COEFICIENTE	T
Constante		0,395	3,42			
NAWRU	1-15	0,787	12,74	1-15	0,816	12,23
LY_AC	1	-1,501	2,03	1	-1,498	2,39
LY_AT				1	0,757	2,79
D1		-0,241	3,34		-0,172	2,64

$\chi_1^2 = 0,49$ (48,39%) $\sigma=0,093$ Q(34)=33,70 LM(4)=26,13 $\overline{R^2} = 0,968$

$\sigma=0,094$ Q(34)=27,55 LM(4)=28,28 $\overline{R^2} = 0,967$

D1, até 1981:4 = 1,0

NAIRU

VARIÁVEIS	M15, 1964:3-1999:3			M16, 1961:1-1999:3		
	DESF	COEFICIENTE	T	DESF	COEFICIENTE	T
Constante		0,410	5,63		-0,458	2,34
NAWRU	1-12	0,778	18,74	1-14	0,940	31,70
LY_AC	1	-3,329	4,63	1-2	-2,830	3,00
LY_AT				1	0,127	2,45
D1		-0,249	5,62			

$\chi_1^2 = 18,02$ (0,002%) $\sigma=0,102$ Q(35)=32,27 LM(4)=7,26 $\overline{R^2} = 0,962$

$\sigma=0,108$ Q(34)=26,27 LM(4)=3,51 $\overline{R^2} = 0,957$

D1, até 1981:4 = 1,0

Dinamarca

Devido à disponibilidade da série sobre de salários, o estudo da NAWRU termina em 1993:4. Também por razões de disponibilidade estatística, em vez que obtermos valores de tendência e cíclicos com o PIB, usámos um índice do volume de vendas.

Como podemos verificar, M17 e M19, a NAWRU e a NAIRU apresentam um comportamento cíclico. Em ambos os casos não podemos excluir a presença de uma variável de tendência naqueles modelos (6,9% e 0,8%). As estimações, M18 e M20, demonstram a presença de um comportamento cíclico e de um comportamento de tendência de ambas as variáveis.

NAWRU

VARIÁVEIS	M17, 1975:2-1993:4			M18, 1977:4-1993:4		
	DESF	COEFICIENTE	T	DESF	COEFICIENTE	T
Constante		0,669	2,40			
NAWRU	1-16	0,707	5,49	1	0,375	2,76
LV_DC	1-4	-2,960	2,02	1-15	-7,539	2,13
LV_DT				1-2	0,352	4,51

¹⁴ Com correcção da matriz das variâncias pela imposição de uma estrutura dos erros MA de ordem quatro.

¹⁵ O mesmo que na nota anterior.

$$\chi_1^2 = 3,30 \text{ (6,9\%)} \quad \frac{\sigma=0,290 \text{ Q(19)=12,6 LM(4)=3,49}}{\overline{R^2} = 0,360} \quad \frac{\sigma=0,212 \text{ Q(16)=12,60 LM(4)=7,52}}{\overline{R^2} = 0,379}$$

NAIRU

VARIÁVEIS	M19, 1977:2-1999:3			M20, 1978:1-1999:3 ¹⁶		
	DESF	COEFICIENTE	T	DESF	COEFICIENTE	T
Constante		0,819	3,06			
NAWRU	1-2	0,622	5,07	1-2	0,728	4,94
LV_DC	1-13	-5,448	2,10	1-16	-6,526	2,09
LV_DT				1-2	0,151	2,25

$$\chi_1^2 = 6,90 \text{ (0,8\%)} \quad \frac{\sigma=0,236 \text{ Q(22)=18,16 LM(4)=8,65}}{\overline{R^2} = 0,419} \quad \frac{\sigma=0,240 \text{ Q(21)=20,44 LM(4)=23,96}}{\overline{R^2} = 0,410}$$

IV. CONCLUSÃO

Apesar das dúvidas postas ao conceito de NAIRU, esta não deixou de dominar a prática da política económica. Mankiw (1998) atribui comportamentos semelhantes ao que designou por "wishfull thinking". Neste caso, podemos dizer que a existência de uma taxa conhecida com razoabilidade facilitaria, e sobretudo justificaria, o comportamento da política económica: acções restritivas quando a taxa de desemprego se aproximasse e ultrapassasse à esquerda o seu valor e acções expansionistas com tal se verificasse à direita. Simples de fazer e ainda mais de compreender.

O desemprego na Europa foi uma fonte de investigação do conceito, porque afinal este não apresentava o comportamento que se lhe reconhecia nos Estados Unidos. O estudo de modelos bastantes simples permite esclarecer que a taxa natural de desemprego pode, em certas condições, depender não só da própria evolução do desemprego, como ainda de variáveis nominais. A presença de histerese, assim como de inéfrica, nos valores da taxa de desemprego pode pois ser o resultado de comportamentos do mercado de trabalho e ainda do mercado dos bens.

Depois de havermos constatado que não fazia sentido tomar o "velho" conceito de uma taxa natural de desemprego para a nossa economia, quisemos estudar se o mesmo comportamento se verificava em algumas economias europeias. Para isso escolhemos economias que apresentam um conjunto de instituições e culturas diversificadas e aplicámos a metodologia de Elmeskov.

Constatámos que durante o ciclo podemos reter dois fenómenos com efeitos contraditórios sobre a taxa de desemprego de equilíbrio:

- à medida que nos aproximamos do cume, a pressão sobre a inflação aumenta, por simples efeito de rendimentos decrescentes, pelo que a taxa de desemprego de equilíbrio poderá aumentar;
- mas por outro lado, o maior uso da capacidade de produção e as expectativas optimistas geradas pela subida do ritmo de actividade contribuem para reduzir o valor da taxa de desemprego de equilíbrio.

¹⁶ O mesmo que na nota anterior.

Estes dois efeitos são contraditórios. O primeiro efeito pode ser reduzido, ou mesmo eliminado, por políticas monetárias adequadas, enquanto que o segundo dificilmente o será. Pensamos pois que daqueles efeitos, o segundo será dominante. O que significa que a taxa de desemprego de equilíbrio tem um comportamento contra-cíclico.

A nossa insistência naqueles dois efeitos destina-se a lembrar que a estrutura da relação entre a taxa de desemprego de equilíbrio e a evolução cíclica do produto é bastante mais complexa que o sugerido por aqueles modelos simples que propusemos. No entanto, o facto de se tratarem de modelos simples não invalida as nossas principais conclusões.

Ficou claro que a taxa de desemprego de equilíbrio tem um comportamento cíclico, melhor contra-cíclico. Significa isto que a evolução da taxa de desemprego pode dar-nos falsas indicações sobre o estado da conjuntura no que se refere à inflação. Na fase ascendente do ciclo a taxa de desemprego reduzir-se-á, mas o mesmo acontecerá à taxa de desemprego de equilíbrio. Actuar de forma restritiva porque a taxa de desemprego caiu rapidamente pode assim ter custos económicos e sociais elevados sem que se possa afirmar que tal é necessário para manter a estabilidade dos preços¹⁷. O mesmo haverá a dizer da leitura das variações da taxa de desemprego.

ANEXO: VALORES PUBLICADOS PELA OECD

Quando o período é indicado com numeração árabe é porque a periodicidade é mensal. No caso de periodicidade trimestral o trimestre é indicado com numeração romana. A transformação de dados mensais em trimestrais é feita por média dos meses referentes a cada trimestre. Algumas das variáveis estão corrigidas da sazonalidade. No caso da Dinamarca usámos o índice de vendas para determinarmos os valores cíclicos da economia.

PAÍS	VARIÁVEL	DES-SAZONALIZADA	OBS	COBERTURA
<i>França</i>				
	p	não	IPC total para todo o país	1960:I-1999:10
	w	"	Salário horário na indústria	1960:I - 1999:II
	y	sim	PIBr em índice (base 1990)	1960:I - 1999:III
	u	não	Taxa de desemprego	1960:I - 1999:II
<i>Espanha</i>				
	p	"	IPC total para todo o país	1960:I - 1999:10
	w	"	salário horário na economia	1964:I - 1999:II
	y	sim	PIBr em índice (base 1990)	1970:I - 1999:II
	u	"	Taxa de desemprego	1976:III - 1999:II
<i>Áustria</i>				
	p	não	IPC total para todo o país	1960:1 - 1990:10
	w	"	Rendim. salariais mensais	1960:1 - 1999:6
	y	Sim	PIBr em índice (base 1990)	1964:I - 1999:II
	u	"	Taxa de desemprego	1960:1 - 1999:10

¹⁷ Referimos o caso da fase ascendente do ciclo, mas podíamos falar da fase descendente. Embora com as necessárias adaptações.

Dinamarca

P	Não	IPC total para todo o país	1960:1 - 1999:10
w	"	Salário horário na indústria	1971:1 - 1993:12
y	Sim	PIBr em índice (base 1990)	1988:I - 1999:II
v	"	Volume de vendas	1974:1 - 1999:9
u	Sim	Taxa de desemprego	1970:1 - 1999:9

Itália

p	Não	IPC total para todo o país	1960:1 - 1999:11
w	"	Salário horário	1960:1 - 1999:8
y	Sim	PIBr a preços de 1990	1970:I - 1999:II
u	Sim	Taxa de desemprego	1960:I - 1999:II

Como os valores cíclicos forma obtidos através do filtro de Holdrick-Prescott, resolvemos previamente o problema do end-point final através da previsão do produto para 12 trimestres posteriores ao fim da série. O modelo usado para cada economia foi um ARMA em diferenças sazonais, cuja ordem se encontra no Quadro em baixo.

ECONOMIA	ORDEM DO ARMA EM DIFERENÇA SAZONAL
França	AR=6 e MA=4, com constante
Espanha	AR=6 e MA=4, com constante
Áustria	AR=5 e MA=4, com constante
Dinamarca	AR=1 e MA=4, com constante
Itália	AR=6 e MA= 4 , sem constante

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- AMABLE, BRUNO, JÉRÔME HENRY, FRÉDÉRIC LORDON e RICHARD TOPOL (1995), "Hysteresis revisited: a methodological approach" em Rod Cross (1995), pp. 153-180
- AMARAL, JOÃO F. (1995), "A Falácia da Taxa Natural de Desemprego", em *Ensaio de Homenagem a Francisco pereira de Moura*, Lisboa, ISEG/UTL, pp. 231-7
- BLANCHARD, OLIVIER e LAWRENCE F. KATZ, (1999), "Wage Dynamics: Reconciling Theory and Evidence", *The American Economic Review*, 89, May, pp. 69-74
- BLANCHARD, OLIVIER (1999), "European Unemployment: The Role of Shocks and Institutions", Séminaire du CREFE
- 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 e Eduardo Engel (1993), "Microeconomic Adjustments Hazards and Aggregate Dynamics", *The Quarterly Journal of Economics*, CVIII, 2, pp. 359-83
- CAHUC, PIERRE (1993), "Les Fondements Théoriques", em Pierre-Yves Henin, ed., (1993) pp. 1-48

- CROSS, ROD (1995), "Is the natural rate hypothesis consistent with hysteresis ?", em 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
- DUARTE, ADELAIDE e ANDRADE, JOÃO (1999), "Histerese da Taxa de Desemprego de Equilíbrio, um aplicação ao caso português", *Notas Económicas*, no prelo.
- DUARTE, ADELAIDE e ANDRADE, JOÃO (2000), "Le Taux de Chômage Naturel comme un indicateur de Politique Economique? Une application à l'économie portugaise", texto apresentado na 6ª Conf. do Cemapre e nas 17^{èmes} Journées Internationales d'Economie Monétaire et Financière.
- 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'", em Rod Cross (1995), pp. 43-56
- HENIN, PIERRE-YVES, ed., (1993), *La Persistance du Chômage*, Paris, Economica
- HUMPHREY, THOMAS (1985), "The Evolution and Policy Implications of Phillips Curve Analysis", Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, 71(2), pp. 3-22
- HUMPHREY, THOMAS (1985a), "The Early History of the Phillips Curve", Federal Reserve Bank of Richmond Economic Review, 71(5), pp. 17-24
- LARSSON, ALLAN (1999), "The European Employment Strategy, Towards the Helsinki Summit - Putting Europe to Work -", Dezembro, policopiado
- LAYARD, R., S. NICKELL e R. JACKMAN, (1991), *Unemployment: macroeconomic performance and the labour market*, Oxford, Oxford University Press
- LIPSEY, RICHARD e ALEC CHRYSTAL (1995), *Positive Economics*, Oxford, Oxford University Press
- MANKIW, GREGORY, "Comments" em Solow, R. e Taylor, J. (1998)
- MODESTO, LEONOR e JOÃO CÉSAR DAS NEVES, (1993), "Hysteresis and Sluggishness in Portuguese Unemployment, 1977-88, *Internacional Review of Applied Economics*, 7, 2, pp. 197-207
- STAIGER, DOUGLAS, JAMES STOCK e MARK WATSON (1996), "How Precise are Estimates of the Natural Rate of Unemployment", NBER, WP5477
- STAIGER, DOUGLAS JAMES STOCK e MARK WATSON (1997), "The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy", *The Journal of Economic Perspectives*, 11, 1, pp. 33-49
- SOLOW, R. (1998), "How Cautious must the Fed be ?", em Solow, R. e Taylor, J. (1998), pp. 1-28
- SOLOW, R. e TAYLOR, J. (1998), eds., *Inflation, Unemployment, and Monetary Policy*, MIT Press, 1998