



---

UNIVERSIDADE DE ÉVORA

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

---



DOCUMENTO DE TRABALHO Nº 2004/08

Outubro

---

**Uma Estimação da Curva de Phillips para Portugal \***

---

Agostinho S. Rosa

*Universidade de Évora, Departamento de Economia*

\* Correspondência: Departamento de Economia, Universidade de Évora, Largo dos Colegiais, 2 7000- 803, Évora.  
Tel.: (351) 266 740 894, Fax.: (351) 266 740 807, e-mail: [arosa@uevora.pt](mailto:arosa@uevora.pt) . Este artigo é adaptado da dissertação de doutoramento do autor: "Agostinho S. Rosa (2002)-*Os Determinantes da Inflação: Aplicação ao caso português*, Universidade de Évora". Agradece-se ao Prof. João Ferreira do Amaral, orientador da investigação de doutoramento. No entanto, qualquer erro ou omissão é da exclusiva responsabilidade do autor.

---

UNIVERSIDADE DE ÉVORA

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Largo dos Colegiais, 2 – 7000-803 Évora – Portugal

Tel.: +351 266 740 894 Fax: +351 266 742 494

[www.decon.uevora.pt](http://www.decon.uevora.pt) [wp.economia@uevora.pt](mailto:wp.economia@uevora.pt)

**Abstract/Resumo:**

A estimação da curva de Phillips para Portugal no período 1954-1995 com base em dados anuais, através da abordagem de Johansen, permite-os concluir que a variação dos custos unitários de trabalho são função decrescente da variação da taxa de desemprego e do erro de equilíbrio (entre a taxa de variação dos custos unitários de trabalho e a taxa de inflação) e função crescente da inflação externa e da variável artificial que traduz a Revolução de Abril de 1974.

A taxa de desemprego não é significativa na relação de longo prazo, mas a sua variação é significativa na relação de curto prazo o que está de acordo com a curva de Phillips modificada, no caso de existência de histerese da taxa de desemprego. Assim, podemos dizer que a relação de Phillips original, assim como a curva de Phillips aumentada não se verificam em Portugal, no entanto a curva de Phillips modificada como relação entre a variação dos custos unitários de trabalho e a variação da taxa de desemprego e as expectativas inflacionistas verifica-se em Portugal no período estudado.

**Palavras-chave/Keyword:** Curva de Phillips, Raízes Unitárias, Cointegração

**Classificação JEL/JEL Classification:** C12, C13, C32, E24, E31

## 1. Introdução

Um dos temas mais controversos da literatura económica nos últimos tempos tem sido o da curva de Phillips. Phillips (1958) apresentou uma relação empírica inversa entre a taxa de variação dos salários nominais e a taxa de desemprego, a qual foi fundamentada teoricamente por Lipsey (1960) e depois modificada por Samuelson e Solow (1960), para relacionar a taxa de inflação com a taxa de desemprego. Esta relação foi utilizada amplamente na década de sessenta pelos decisores políticos para justificarem as suas políticas alternativas de combate ao desemprego (com aumento de inflação) ou à inflação (com aumento de desemprego).

Na década de setenta, esta relação foi colocada em causa quando os choques do lado da oferta permitiram a existência de desemprego com aumento da inflação.<sup>1</sup> Os monetaristas, nomeadamente Friedman (1968, 1977), mas também outros autores com Phelps (1967) introduziram expectativas inflacionistas adaptativas na curva original:

$$\dot{W}_t = -\mathbf{b}(U_t - U_t^*) + \alpha \dot{P}_t^e \quad [1.1]$$

onde  $\dot{W}_t$  é a taxa de variação dos salários nominais,  $U_t$  a taxa de desemprego,  $U_t^*$  a taxa natural de desemprego e  $\dot{P}_t^e$  as expectativas inflacionistas,  $\alpha$  é um parâmetro unitário de acordo com os monetaristas devido à ausência de ilusão monetária.

De acordo com Friedman, a curva de Phillips só se verificava a curto prazo devido à assimetria de informação entre trabalhadores e empregadores, não havia ilusão monetária ( $\alpha=1$ ), pelo contrário os keynesianos argumentam que os trabalhadores sofrem de ilusão monetária ( $0 \leq \alpha < 1$ ), pelo que a curva de Phillips ainda se pode verificar a longo prazo embora com maior inclinação que a curto prazo.

A investigação subsequente de novos clássicos e novos Keynesianos com a introdução de expectativas racionais nos seus modelos fragilizou ainda mais a curva de Phillips. Os novos clássicos consideram a curva de Phillips de curto prazo aparente só acontecendo no muito curto prazo até que os agentes económicos com informação incompleta ajustam as suas expectativas (Lucas (1973)); pelo contrário os novos Keynesianos, como admitem viscosidade de preços e salários, ainda aceitam a existência de curva de Phillips de curto prazo.<sup>2</sup> No entanto, a existência de histerese<sup>3</sup> da

---

<sup>1</sup> Devemos recordar que a curva de Phillips deu origem à curva de oferta que faltava no modelo Keynesiano (veja Lipsey (1978)).

<sup>2</sup> Veja Ball, Mankiw e Romer (1988) e Roberts (1995).

taxa de desemprego, tem como consequência que a inflação salarial depende negativamente da variação da taxa de desemprego e não do nível da taxa de desemprego como anteriormente, o que acontece porque a histerese pura da taxa de desemprego implica que  $U_t^*$  depende também do desemprego desfasado ( $U_{t-1}$ ) e não só das variáveis determinantes ( $X_t$ ):<sup>4</sup>

$$U_t^* = U_{t-1} + \mathbf{g} X_t \quad [1.2]$$

o que implica substituindo 1.2 em 1.1:

$$\dot{W}_t = \dot{P}_t^e - \mathbf{b} (U_t - U_{t-1}) + \mathbf{b} \mathbf{g} X_t \quad [1.3]$$

o que significa que a taxa de variação dos salários nominais é função das expectativas inflacionistas ( $\dot{P}_t^e$ ), da variação da taxa de desemprego ( $U_t - U_{t-1}$ ) e de outras variáveis determinantes da taxa natural de desemprego ( $X_t$ ).

## 2. O Modelo Proposto

Na curva de Phillips, normalmente considera-se, como vimos na introdução,

$$\dot{W} = f(U, \dot{P}^e) \quad [2.1]$$

mas se tivermos em conta, como faz Burda e Wyplosz (1993, p. 245), que o crescimento da produtividade também é tido em conta nas negociações salariais,<sup>5</sup> a curva de Phillips tomaria a forma:<sup>6</sup>

$$\dot{W} = g(U, \dot{P}^e) + \dot{Q} \quad [2.2]$$

de onde o modelo proposto<sup>7</sup> para se estimar será:

$$\dot{W} - \dot{Q} = g \left( U, \overset{(-)}{\dot{P}^e} \right) \quad [2.3]$$

o que significa que temos os custos unitários de trabalho função decrescente da taxa de desemprego e crescente das expectativas inflacionistas. Como sabemos, os custos

<sup>3</sup> Histerese da taxa de desemprego significa a incapacidade da taxa voltar ao ponto de equilíbrio inicial após as causas da sua modificação terem desaparecido.

<sup>4</sup> Veja Corado Benassi et al. (1994)

<sup>5</sup> o que na realidade normalmente não acontece devido à apropriação dos ganhos de produtividade feita pelos empregadores.

<sup>6</sup> Estamos a admitir que coeficiente de  $\dot{Q}$  é igual a 1 e que  $\dot{Q}$  é a variação efectiva da produtividade.

Podíamos ter  $\dot{W} = f(U, \dot{P}^e, \dot{Q}^e)$  considerando nas negociações salariais a variação da produtividade esperada e não a variação efectiva.

<sup>7</sup> Trata-se de uma das equações do modelo mais amplo estudado em Agostinho Rosa (2002) - *Os determinantes da inflação: aplicação ao caso Português*, dissertação de doutoramento.

unitários de trabalho são um dos determinantes da inflação<sup>8</sup>, e assim a taxa de inflação será função da taxa de desemprego e das expectativas inflacionistas (como defende a teoria da curva de Phillips), bem como de outras variáveis como podemos ver em Rosa (2003).

O nosso objectivo é estimar a equação 2.3 para Portugal, o que permite averiguar se a curva de Phillips se verifica em Portugal, isto é, se a taxa de desemprego (ou a sua variação) e as expectativas inflacionistas serão explicativas dos custos unitários de trabalho. O problema com que nos depararemos consiste em que variável (ou variáveis) considerar como *proxy* das expectativas inflacionistas, dado que estimar estas não é fácil a partir do momento que a teoria económica as deixou de aceitar como adaptativas. Neste sentido, como veremos nos pontos seguintes, além da inflação enfrentada pelo consumidor português, introduzimos no modelo também a inflação externa que nos afecta através das importações, no sentido de verificar se ela funciona como *proxy* das expectativas inflacionistas.

### 3. Os Dados

Utilizaremos dados anuais, cuja justificação teórica é fornecida por Campbell e Perron(1991, p. 153) ao nos dar evidência de que a análise de estacionaridade é mais fiável em dados anuais num período temporal longo, pois “seasonal adjustment procedures often create a bias toward nonrejection of a unit root hypothesis” (Campbell e Perron, p. 153). O período é 1954-95, não se tendo actualizado os dados pós-1995 por uma questão de compatibilidade da série estatística<sup>9</sup>, pois implicava usar fontes diferentes.

Utilizaremos as seguintes variáveis: **P** = taxa de inflação [ $\dot{P}$ ]; **U** = taxa de desemprego (sentido lato) [ $U$ ]; **CTUPEV** = taxa de variação dos custos de trabalho por unidade produzida nas empresas [ $\dot{W} - \dot{Q}$ ]; **PF** = taxa de inflação implícita nas importações em moeda externa [ $\dot{P}_F$ ]; **Dum7475** = *dummy* com valores iguais a 1 em 1974-75 e zero noutros anos.

Como já referimos no ponto 2, além da taxa de inflação (IPC), também temos a taxa de inflação implícita nas importações para medir as expectativas inflacionistas. Alguns

---

<sup>8</sup> Veja Agostinho Rosa (2003).

<sup>9</sup> Fonte: Cálculos efectuados com base nas *Séries Longas para a Economia Portuguesa* (1999) elaboradas pelo Banco de Portugal, com excepção de P (cuja fonte é o IPC anual para o Continente sem habitação, elaborado pelo INE).

autores usam o preço do petróleo com este fim, mas nós usamos os preços externos que incluem o efeito da variação dos preços do petróleo, assim como outros. Acrescentamos logo desde o início a dummy Dum7475 para ter em conta a Revolução de Abril de 1974/75 com grande aumento dos salários nominais.

A inspeção visual<sup>10</sup> aponta para a estacionaridade de inflação externa com três *outliers* (1974, 1980 e 1986) que correspondem aos efeitos dos 1º e 2º choques petrolíferos que se fazem sentir um ano depois e também ao choque petrolífero favorável de 1985. A taxa de desemprego (U) parece que sofreu uma quebra de estrutura por volta de 1974/75. As outras variáveis parecem ser I(1), em especial a taxa de inflação como era de esperar de acordo com os estudos de outros autores.

#### 4. Análise de Estacionaridade dos Dados

Com o fim de determinar o grau de integrabilidade das variáveis utilizadas, primeiro elaborámos testes sobre a existência de duas raízes unitárias (Quadro I - Anexo), segundo elaborámos testes sobre a existência de uma raiz unitária (Quadro II - Anexo), terceiro elaborámos testes sobre a existência de uma raiz unitária em séries com quebra de estrutura com escolha endógena do ponto de quebra (Tb) (Quadros III.1 e III.2 - Anexo).

##### 4.1 Testes sobre a existência de duas raízes unitárias

Utilizámos o teste de Dickey e Pantula (1987) o qual se baseia no modelo:

$$\Delta^2 X_t = \mu + (\rho_1 - 1)X_{t-1} + (\rho_2 - 1)\Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta^2 X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [4.1]$$

em que o 1º passo consiste em testar a hipótese nula de I(2) contra a hipótese alternativa de I(1), isto é: H0:  $\rho_1 - 1 = \rho_2 - 1 = 0$  contra Ha:  $\rho_1 - 1 = 0, (\rho_2 - 1) < 0$ . Para realizar este teste recorre-se ao rácio t de  $(\hat{\rho}_2 - 1)$  na regressão:

$$\Delta^2 X_t = \mu + (\rho_2 - 1)\Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta^2 X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [4.2]$$

usando os valores críticos da tabela Dickey-Fuller (Fuller, 1976).<sup>11</sup> A rejeição da hipótese nula de I(2), dá lugar ao 2º passo em que testamos a hipótese nula I(1) contra a hipótese alternativa de I(0), isto é: H0:  $\rho_1 - 1 = 0 (\rho_2 - 1 < 0)$  contra Ha:  $\rho_1 - 1 < 0, (\rho_2 -$

<sup>10</sup> Veja figs. 1 a 4.

<sup>11</sup> Note que estamos a impor que  $\rho_1 - 1 = 0$  na equação (4.1).

$1 < 0$ ), utilizando o rácio t de  $(\hat{\rho}_1 - 1)$  estimando a regressão (4.1), e os mesmos valores críticos da tabela Dickey-Fuller. Se rejeitarmos  $H_0$ , então  $X_t$  é uma série estacionária.

O número de desfasamentos ( $k$ ) da 2ª diferença da cada variável estudada foi seleccionado começando com  $k\text{-max} = 5$  e removendo sequencialmente o último *lag* se insignificante ao nível de 5% até obter um *lag* significativo na equação 4.1.

Como podemos observar no Quadro I, o teste de Dickey e Pantula (1987), pelo 1º passo, permite rejeitar a hipótese nula de  $I(2)$ , contra  $I(1)$ , em todas as variáveis ao nível de significância de 1%. O 2º passo do teste de Dickey e Pantula para testar  $H_0: I(1)$  contra  $I(0)$ , só rejeita  $H_0$  para as variáveis CTUPEV e PF. A rejeição de  $H_0$  para a variável CTUPEV é estranha porque no teste ADF de existência de uma raiz unitária não se rejeita como veremos a seguir.<sup>12</sup> Rejeitada a hipótese de existência de duas raízes unitárias, vamos testar a hipótese de existência de uma raiz unitária.

#### 4.2 Testes sobre a existência de uma raiz unitária

Aplicámos o teste ADF começando com um modelo com constante e tendência (CT) e seleccionando  $k$  partindo de um  $k\text{-max} = 6$  e removendo sequencialmente o último *lag* se insignificante ao nível de 5% até obter um *lag* significativo (Veja Quadro II - Anexo). Utilizámos tendência centrada, de forma que os três modelos estimados são da forma:

$$\text{Modelo 1 (CT)} : \Delta X_t = \mu + \beta \left( t - 1 - \frac{t}{2} \right) + (\rho - 1) X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [4.3]$$

$$\text{Modelo 2 (C)} : \Delta X_t = \mu + (\rho - 1) X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [4.4]$$

$$\text{Modelo 3:} \quad \Delta X_t = (\rho - 1) X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [4.5]$$

e a hipótese nula de existência de uma raiz unitária é  $H_0 : \rho - 1 = 0$ .

Verificámos pelos testes LM(1) de Godfrey e Q(4) de Ljung-Box a ausência de autocorrelação residual necessária para poder aplicar o teste ADF. Aplicámos os testes conjuntos  $\Phi_3$  e  $\Phi_1$  e individuais  $\tau_{\beta\tau}$ ,  $\tau_{\mu\tau}$ ,  $\tau_{\mu\mu}$  de Dickey e Fuller (1981) para averiguar da existência de tendência ou constante no caso de existência de uma raiz unitária, e assim elaborámos testes sequenciais até rejeitarmos a hipótese nula de existência de uma raiz unitária de acordo com a estratégia aconselhável para a utilização dos testes de Dickey e

<sup>12</sup> E o mesmo resultado acontece noutros testes não apresentados, como PP e KPSS.

Fuller descrito por Robalo Marques(1998, pp.282-286). No caso de rejeição da existência de uma raiz unitária também podemos testar a existência de tendência ou constante pelo recurso ao teste t de Student tradicional: neste caso apresentamos entre parêntesis rectos o *p-value* no Quadro II do Anexo.

Os testes conjuntos de Dickey e Fuller (1981), e individuais supondo à partida que existe raiz unitária não são muito utilizados na prática, sendo mais comum recorrer à inspecção visual para ver se existe tendência ou não. De acordo com o teste individual  $\tau_{\beta\tau}$  (ou  $t_{\beta\tau}$  no caso de rejeição de  $H_0$ ) rejeitámos sempre a existência de tendência conforme previsto na inspecção visual.

A partir dos resultados do Quadro II concluímos que P, CTUPEV e U são I(1) e PF é I(0). Comparando com Cruz e Lopes(1999), o facto de U e P serem I(1) está de acordo com aqueles autores.

#### ***4.3 Testes de existência de uma raiz unitária em séries com quebra de estrutura com escolha endógena de Tb***

A hipótese de quebra estrutural por variação de média na taxa de desemprego (U) de acordo com a inspecção visual levou-nos a aplicar testes de quebra de estrutura. Como admitimos que as variáveis em estudo parecem não ter tendência, vamos utilizar os testes propostos por Perron e Vogelsang (1992). O ponto de quebra de estrutura (Tb) é seleccionado endogenamente por dois processos: primeiro, pela minimização da estatística t para testar  $\alpha=1$  [ $\text{Min } t_{\alpha=1}$ ], onde  $\alpha$  é o coeficiente da variável desfasada para testar a existência de uma raiz unitária; segundo, pela minimização da estatística  $t_{\hat{\theta}}$  (isto é, a estatística t para testar  $\theta = 0$ , onde  $\theta$  é o coeficiente de  $DU_t$  que representa a mudança na média da série) perante um "crash" [ $\text{Min } t_{\hat{\theta}}$ ] ou maximização da estatística  $t_{\hat{\theta}}$  se suspeitarmos de uma subida na média [ $\text{Max } t_{\hat{\theta}}$ ].

No primeiro processo, seguindo a exposição de Perron (1997), considera-se a escolha de Tb em toda a amostra, ao passo que no segundo processo se restringe ao intervalo (0.15T, 0.85T) conforme sugerido por Banerjee et al.(1992).

Na selecção endógena de k seguimos o primeiro método, descrito por Perron (1997, p. 359), que consiste num procedimento recursivo do geral para o particular, em que começámos com  $k\text{-max} = 6$  e eliminámos sucessivamente os *lags* não significativos utilizando o teste t bilateral ao nível de significância de 10%, ao qual Perron(1997)



chama "t-sig" e Perron e Vogelsang(1992, p. 313) considera conduzir a testes com maior potência em quase todos os casos estudados.

Nos Quadros III.1 e III.2 (Anexo), podemos observar os resultados deste teste sob a forma de Modelos *Innovational Outlier* (IO) e *Additive Outlier* (AO) respectivamente. No modelo IO a transição das séries para a nova estrutura faz-se gradualmente, enquanto no modelo AO a transição faz-se de imediato. Os testes de quebra de estrutura, quer pelo modelo IO, quer pelo modelo AO confirmam a possibilidade de quebra de estrutura da taxa de desemprego entre 1973-75.

Da análise dos testes sobre a existência de uma raiz unitária (ADF) e dos testes de quebra de estrutura de Perron e Vogelsang (1992) elaborados e analisados anteriormente, podemos dizer que a taxa de inflação (P) é I(1) por todos os testes e a taxa de variação dos custos unitários de trabalho (CTUPEV) também é I(1) por quase todos, a inflação externa (PF) é I(0) por todos os testes, a taxa de desemprego também é I(1) por quase todos, excepto pelo método  $\text{Max } t_{\hat{\theta}}$  nos modelos com quebra de estrutura, no entanto vamos admitir que a taxa de desemprego é I(1) para ver se há relação de cointegração entre CTUPEV, U e P.

## 5. Estimação da curva de Phillips

Como o objectivo de ter em conta as expectativas inflacionistas, vamos introduzir no modelo além da variável endógena P, também a variável exógena PF, de modo que no curto prazo tanto a variação da taxa de inflação desfasada ( $\Delta P$ ) como a inflação externa (PF) traduzam as expectativas inflacionistas.

Optámos pela abordagem de Johansen que permite detectar a presença de mais de um vector cointegrante, mas a existência de regressores estacionários no modelo VAR, implica que os valores críticos de Johansen(96) não são adequados, por isso recorremos à metodologia de Rahbek e Mosconi(99), que consiste em acrescentar ao VAR a soma cumulativa da variável I(0) como variável exógena I(1),<sup>13</sup> e assim podemos usar os valores críticos dos testes traço ou máximo valor próprio de, entre outros autores,

---

<sup>13</sup> Depois fazem-se testes para eliminar essas variáveis dos vectores cointegrantes, se possível.

Pesaran, Shin e Smith(1999).<sup>14</sup> Primeiro, como temos variáveis exógenas o modelo VAR de cointegração a utilizar corresponde ao modelo condicional:<sup>15</sup>

$$\Delta Y_t = \mu_c + \delta_c t + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [5.1]$$

onde  $X_t$  é o conjunto de  $N$  variáveis  $I(1)$ , que se podem particionar em  $N_y$  variáveis  $I(1)$  endógenas ( $Y_t$ ) e  $N_z$  variáveis  $I(1)$  exógenas ( $Z_t$ ), tal que  $N_y + N_z = N$ . A matriz  $\Pi_y$  na equação (5.1) é a matriz de longo prazo de dimensão ( $N_y \times N$ ) dada por  $\Pi_y = \alpha_y \beta'$ , onde  $\alpha_y$  é uma matriz ( $N_y \times r$ ) e  $\beta$  uma matriz ( $N \times r$ ) de  $r$  vectores cointegrantes.

A hipótese nula da ordem de cointegração (existência de  $r$  vectores cointegrantes) escreve-se:

$$H_r: R [\Pi_y] = r, \quad r = 0, \dots, N_y; \quad [5.2]$$

onde "R" se lê "característica" da matriz.

Na estimação do modelo condicional (5.1) podemos considerar 5 casos (ou modelos) consoante as restrições impostas sobre os termos determinísticos. Seguindo PSS(99) temos:<sup>16</sup>

a) **Caso I** (Nem interceptos; Nem tendências):

$$\mu_c = \delta_c = 0 \Rightarrow \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [5.3]$$

b) **Caso II** (Interceptos restringidos; Sem tendências):

$$\begin{cases} \mu_c = -\Pi_y \eta \\ \delta_c = 0 \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y (X'_{t-1}, 1)' + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [5.4]$$

onde  $\Pi_y^* = \Pi_y (I_N, -\eta)$  com  $I_N =$  matriz identidade ( $N \times N$ ).

c) **Caso III** (Interceptos sem restrições; Sem tendências):

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c = 0 \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [5.5]$$

d) **Caso IV** (Interceptos sem restrições; Tendências restringidas):

<sup>14</sup> Daqui em diante referido como PSS(99).

<sup>15</sup> Supomos que as variáveis  $Z_t$  são fracamente exógenas e não estão cointegradas entre elas, o que implica que podemos determinar e testar eficientemente os parâmetros de longo prazo ( $\alpha$  e  $\beta$ ) apenas por recurso ao modelo condicional [veja PSS(99)].

<sup>16</sup> Corresponde aos 5 casos considerados no programa *Microfit 4.0*. Sobre as diferenças nos casos III e V relativamente aos modelos 3 e 5 de Johansen (1996), quando não há variáveis exógenas, veja PSS(99). É também útil ver Mackinnon et al.(1999, p. 568) que compara os 5 casos de PSS(99) com as tabelas de Osterwald-Lenum(92). Mackinnon et al.(1999) fornece valores críticos mais correctos para os 5 casos de PSS(99).

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c = -\Pi_y \gamma \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y^{**} (X'_{t-1}, t)' + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [5.6]$$

onde  $\Pi_y^{**} = \Pi_y (I_N, -\gamma)$ .

e) **Caso V** (Interceptos sem restrições; Tendências sem restrições):

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c \neq 0 \end{cases} \Rightarrow \text{Estima-se o modelo da equação (5.1).}$$

Estes 5 casos foram elaborados para  $N_z > 0$  (existência de variáveis fracamente exógenas), mas dá resultados para  $N_y = N$  como um caso especial quando  $N_z = 0$  (inexistência de variáveis fracamente exógenas). Segundo, como seguimos a metodologia de Rahbek e Mosconi(99), a nossa variável  $I(0)$  inclui-se em  $\Delta Z_t$  na equação 5.1 ou num dos 5 casos (modelos) consoante a escolha que fizermos, e a soma cumulativa dessa variável, é uma variável  $I(1)$ , que corresponde  $Z_t$  na equação anterior, incluída por conseguinte em  $X_t$ .

Agora vamos tentar estimar o modelo correspondente à equação (2.3).

### 5.1 Estimação do Modelo de Longo Prazo

Inicialmente temos um modelo com três variáveis  $I(1)$  e endógenas (CTUPEV, U, P), uma variável  $I(0)$  exógena (PF) e uma variável dummy (Dum7475).

Selecionámos o VAR(2) pelo recurso quer a estatísticas multivariadas, quer a estatísticas univariadas de forma que os resíduos não estejam autocorrelacionados (testes LB e LM), não possuam heteroscedasticidade condicional autorregressiva (teste ARCH) e não se afastem da normalidade (teste BJ) como recomenda Johansen (1996, p. 20) e pelo teste do traço não podemos rejeitar  $r=1$ , qualquer que seja o modelo do Método de Johansen.

O teste de exogeneidade fraca de U nos modelos 2 a 4, permite-nos concluir que não podemos rejeitar a exogeneidade fraca da taxa de desemprego ao nível de 5%, conforme podemos ver no Quadro 1:

#### Quadro 1

##### Teste de Exogeneidade Fraca<sup>17</sup> de U

Modelo	Modelo 2	Modelo 3	Modelo 4
LR test	$\chi^2(1) = 1.94$ [0.16]	$\chi^2(1) = 1.92$ [0.17]	$\chi^2(1) = 3.58$ [0.06]

Nota: A hipótese nula é  $H_0: \alpha_U = 0$ .

Assim procedemos à estimação do modelo com duas variáveis I(1) endógenas (CTUPEV e P), uma variável I(1) exógena (U), uma variável I(0) (PF) e uma *dummy* Dum7475, de acordo com a metodologia de Rahbek e Mosconi(99):<sup>18</sup>

CTUPEV P; U csumPF & ΔU PF Dum7475

Confirmámos a ordem k do VAR com U exógeno, como sendo ainda o VAR(2) e a selecção do melhor modelo VAR de cointegração de acordo com os termos determinísticos pela metodologia de PSS(99) conduziu-nos à escolha do modelo IV em virtude de não podermos rejeitar a tendência na relação de longo prazo. Dado o VAR(2), modelo IV, não se pode rejeitar a existência de um vector cointegrante, quer pelo teste do traço, quer pelo teste do máximo valor próprio. Os critérios de selecção AIC, SBC e HQC também seleccionam o modelo com r=1. O vector normalizado em relação a CTUPEV (e identificado) sem restrições com  $X_t' = [CTUPEV P U csumPF t]$  é dado por:<sup>19</sup>

$$b' = \begin{bmatrix} 1 & -0.61844 & -0.74050 & 0.071077 & -0.30933 \\ (0.12154) & (0.97695) & (0.07197) & (0.16083) \end{bmatrix}$$

onde se verifica que as variáveis U e csumPF têm um desvio padrão relativamente elevado, logo é provável que sejam não significativas na relação de longo prazo. Testada a hipótese  $H_0: \beta_3 = \beta_4 = 0$ , não a podemos rejeitar pelo teste de rácio de verosimilhança com  $\chi^2(2) = 1.1266[.569]$ . No entanto a tendência continua significativa e assim o vector a utilizar é:

$$b' = \begin{bmatrix} 1 & -0.57419 & 0 & 0 & -0.16416 \\ (0.092534) & & (0.053878) \end{bmatrix}$$

Isto significa que os custos unitários de trabalho (CTUPEV) são função positiva da taxa de inflação (P) e têm uma tendência crescente. A taxa de desemprego é excluída da relação de longo prazo.

## 5.2 Estimação do Modelo de Curto Prazo

A estimação do modelo multivariado somente com as variáveis introduzidas inicialmente no VAR(2) permite-nos obter:

<sup>17</sup> Elaborado no CATS in RATS pela restrição  $B' \cdot \alpha = 0$  com  $B' = [0 \ 1 \ 0]$  seleccionando r=1 no modelo com CTUPEV U P; csumpf & PF dum7475, lag 2.

<sup>18</sup> o que significa duas variáveis I(1) endógenas (CTUPEV, P) e duas variáveis I(1) exógenas (U, csumPF) e duas variáveis I(0) (ΔU, PF) e uma *dummy*, as quais entram no modelo de curto prazo.

<sup>19</sup> Entre parêntesis curvos no vector cointegrante estão os desvios-padrão.

**1) Equação de DCTUPEV:** (período 1956-1995)

$$\begin{aligned} \Delta CTUPEV_t = & -1.1067 + 0.0016038\Delta CTUPEV_{t-1} - 0.14214\Delta P_{t-1} - 1.7303\Delta U_{t-1} \\ & [0.079] \quad [0.989] \quad [0.438] \quad [0.058] \\ & + 0.25557PF_{t-1} - 0.81492ECM1_{t-1} - 1.4356\Delta U + 0.07283PF + 14.3411Dum7475 \\ & [0.019] \quad [0.000] \quad [0.135] \quad [0.405] \quad [0.001] \end{aligned}$$

T = 40[1956-1995];  $\bar{R}^2 = 0.75$ ; SEE = 3.4413; DW = 1.9487;

LM(1, 30) = 0.016802[.898]; RESET(1, 30) = 0.01023[.920]

BJ(2) = 1.1026[.576]; HET(1, 38) = 2.1357[.152];

ARCH(2, 29) = 0.038188[.963]

**2) Equação de DP:** (período 1956-95)

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & -0.33809 - 0.36043\Delta CTUPEV_{t-1} + 0.061552\Delta P_{t-1} - 0.85072\Delta U_{t-1} \\ & [0.529] \quad [0.002] \quad [0.699] \quad [0.276] \\ & - 0.19104PF_{t-1} + 0.49249ECM1_{t-1} + 0.097013\Delta U + 0.38252PF - 2.3193Dum7475 \\ & [0.041] \quad [0.000] \quad [0.906] \quad [0.000] \quad [0.513] \end{aligned}$$

T = 40[1956-1995];  $\bar{R}^2 = 0.51$ ; SEE = 3.0001; DW = 2.2496;

LM(1, 30) = 1.3348[.257]; RESET(1, 30) = 0.22489[.639]

BJ(2) = 7.5254[.023]\*; HET(1, 38) = 0.025463[.874];

ARCH(2, 29) = 0.076805[.926]

Pela análise destas equações verifica-se que a **variação dos custos unitários de trabalho** se relaciona negativamente ao nível de significância de 1% com o erro de equilíbrio de longo prazo  $[CTUPEV-0.57419P-0.16416T]$ <sup>20</sup> com um coeficiente de (-0.8), por conseguinte, há uma resposta rápida e significativa ao aumento de preços mais que proporcional que o aumento dos custos de trabalho descontado o efeito da tendência. Além do ajustamento para repor o poder de compra,<sup>21</sup> os custos de trabalho respondem positiva e significativamente (nível de significância de 2%) à inflação

<sup>20</sup> Designado por  $ECM1_{t-1}$ .

<sup>21</sup> Aumento de CTUPEV quando  $P > CTUPEV$  no período anterior, isto é, relação negativa entre  $\Delta CTUPEV$  e  $ECM1_{t-1}$ .

externa do período anterior incorporada nas importações ( $PF_{t-1}$ ): podemos dizer que funciona como expectativas inflacionistas como tínhamos previsto. A variação da taxa de desemprego desfasada também é significativa a 6% e tem o sinal esperado. Assim, o facto de  $U$  não ser significativo na relação de longo prazo e  $\Delta U_{t-1}$  ser significativo na relação de curto prazo está de acordo com o conceito de histerese em que a relação é entre inflação e variação de desemprego e não entre inflação e nível de desemprego, isto é, um nível alto de desemprego também pode ser um nível de equilíbrio ou melhor podem haver vários níveis de equilíbrio não inflacionistas. Além disso, o facto da relação ser com a variação de desemprego desfasada significa que a relação é entre  $\Delta CTUPEV$  e expectativas da variação do desemprego, considerando  $\Delta U_{t-1}$  como expectativas adaptativas simples. A existência de relação negativa entre  $\Delta CTUPEV$  e  $\Delta U_{t-1}$  confirma em certa medida a nossa hipótese adiantada em Agostinho Rosa (2003, p. 148) sobre a possibilidade de a relação negativa entre  $\Delta CTUPEV$  e taxa de câmbio desfasada, traduzir a falta de outra variável, como o desemprego, que se relacionasse negativamente com  $\Delta CTUPEV$  e tivesse um comportamento estatístico similar à taxa de câmbio. A relação com a  $Dum7475$  é positiva e significativa a 1%, pois a revolução de Abril fez aumentar fortemente os salários nominais.

A **variação da inflação** relaciona-se positiva e significativamente a 1% com o erro de equilíbrio o que significa que responde com um coeficiente de ajustamento de cerca de 0.5 a um crescimento mais que proporcional em  $CTUPEV$  relativamente a  $P$  e à tendência. Como era de esperar relaciona-se positivamente com a inflação externa e negativamente com a inflação externa desfasada, isto é, relaciona-se positivamente com a variação da inflação externa. A novidade reside na relação negativa e significativa a 5% com a variação dos custos unitários de trabalho desfasados ( $\Delta CTUPEV_{t-1}$ ). Porquê esta relação negativa? Uma hipótese reside na conclusão de Jorge Santos (1992) acerca da relação positiva entre a inflação e a variação dos custos unitários de trabalho desfasados dois períodos: se notarmos que  $\Delta CTUPEV_{t-1} = CTUPEV_{t-1} - CTUPEV_{t-2}$ , basta que a relação positiva de  $\Delta P$  com  $CTUPEV_{t-2}$  tenha um coeficiente maior que a relação positiva de  $\Delta P$  com  $CTUPEV_{t-1}$  para que a relação positiva de  $\Delta P$  com  $\Delta CTUPEV_{t-1}$  tenha um coeficiente negativo, assim a relação observada no nosso modelo pode significar que a inflação responde mais a custos desfasados dois períodos tal como conclui Jorge Santos(1992).

Relativamente aos **testes de diagnóstico**, em ambas as equações, os resíduos são homocedásticos, não apresentam autocorrelação, nem heteroscedasticidade condicional autorregressiva e o modelo apresenta correcta especificação, mas relativamente à normalidade a equação de  $\Delta P$  apresenta um teste BJ(2) elevado e significativo o que pode significar, como salienta Robalo Marques(1998, p.120), a presença de *outliers* no vector de resíduos que se pode corrigir com variáveis artificiais. O  $\bar{R}^2$  baixo da equação de  $\Delta P$  também salienta a falta de pelo menos mais uma variável explicativa da variação da taxa de inflação: a variação da taxa de câmbio como vimos em Agostinho Rosa (2003).

Relativamente à **equação de DCTUPEV** todos os resíduos se encontram dentro das bandas de duplo desvio padrão e os testes CUSUM e CUSUMSQ relativamente à estabilidade estrutural não cruzam nenhuma das barras significativas a 5%.

Relativamente à **equação de DP** confirma-se o problema de BJ(2) elevado através de dois *outliers* no vector de resíduos (1980 e 1987) que cruzam as bandas de duplo desvio padrão. Os testes CUSUM e CUSUMSQ não cruzam nenhuma das barras significativas a 5%.

Com o objectivo de obter um **modelo parcimonioso da curva de Phillips** retirámos da equação de  $\Delta CTUPEV$  as variáveis não significativas. A estimação da equação de  $\Delta CTUPEV$  somente com os regressores significativos (equação DC1-Quadro IV) não altera significativamente os coeficientes das variáveis, excepto o de  $\Delta U_{t-1}$  que aumenta em valor absoluto e se torna significativo a 1%.  $\Delta CTUPEV$  é função da variação desfasada da taxa de desemprego, da variação desfasada dos preços externos (expectativas) e do ECM (relação de longo prazo entre  $CTUPEV$  e  $P$ ), assim como da  $Dum7475$  (reflecte certamente Revolução de Abril, embora também possa ter associado o 1º choque petrolífero, que também pode estar incluído em  $PF$ ).

Estimámos a equação de  $\Delta CTUPEV$  para o período 1956-90 (equação DC2) donde se conclui que existe capacidade preditiva pós-1990, mas como a  $Dum7475$  nos impede de ver a estabilidade estrutural pelo teste COV, retiramos essa variável e concluímos que a equação apresenta capacidade preditiva e estabilidade estrutural tanto para  $T_1=1956-85$  (equação DC3) como para  $T_1=1956-74$  (não apresentado). Não obstante o problema de normalidade quando se estima o modelo sem  $Dum7475$ , como se mantêm as hipóteses de ausência de autocorrelação e homocedasticidade podemos confiar nos

testes de Chow(1960).<sup>22</sup> Como estamos a fazer estes testes sem a Dum7475, estimámos a equação DC4 para o período global (1956-95) para ver o impacto sobre os coeficientes da exclusão de Dum7475, donde se conclui a inexistência de normalidade que reflecte *outliers* no vector de resíduos como diz Robalo Marques (98, p.120). Observa-se que  $PF_{t-1}$  absorve o impacto da falta da *dummy* aumentando o seu coeficiente para o dobro, e o  $\bar{R}^2$  desce para 61%.

A estimação da equação de  $\Delta CTUPEV$  com ou sem Dum7475 para o período pós-25 de Abril (1974-95) [equações DC5 e DC6] mantém mais ou menos os coeficientes estimados no período 1956-95, com alteração do coeficiente de  $PF_{t-1}$ , diminuição do  $\bar{R}^2$ , assim como problemas de normalidade quando se retira a Dum7475, o que justifica a manutenção desta *dummy* no modelo. Mais uma vez podemos reforçar que o facto de U não ser significativo na relação de longo prazo e  $\Delta U_{t-1}$  ser significativo na relação de curto prazo está de acordo com o conceito de histerese em que o nível alto de desemprego também pode ser um nível de equilíbrio.

## 6 . Conclusões

A variação dos custos unitários de trabalho são função decrescente da variação da taxa de desemprego e do erro de equilíbrio e função crescente da inflação externa e da variável artificial que traduz a Revolução de Abril de 1974.

A variação dos custos unitários de trabalho responde rápida e significativamente ao aumento dos preços mais que proporcional que o aumento dos custos de trabalho o que corresponde a um ajustamento para repor o poder de compra dos trabalhadores; a variação dos custos unitários de trabalho responde positiva e significativamente à inflação externa do período anterior, funcionando esta como expectativas inflacionistas; a variação da taxa de desemprego significativa na relação de curto prazo e não significativa na relação de longo prazo implica a possibilidade de histerese da taxa de desemprego como definimos na introdução; aliás a relação é com a variação da taxa de desemprego desfasada, o que significa expectativas da variação do desemprego.

Assim, podemos dizer que a relação de Phillips original não se verifica em Portugal, como aliás se tem notado noutros países desde que foi posta em causa por Friedman e Phelps, e a própria curva de Phillips aumentada com expectativas também não apresenta

---

<sup>22</sup> Veja Robalo Marques(1998, p. 128).



relação com o nível da taxa de desemprego, no entanto se considerarmos a relação com a variação da taxa de desemprego no curto prazo, em vez do nível de taxa de desemprego, como a curva de Phillips modificada no caso de existência de histerese da taxa de desemprego, então podemos dizer que a *curva de Phillips* se verifica em Portugal no período estudado.

## Referências

- BALL, Laurence, N. Gregory MANKIW e David ROMER (1988) - "The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off", *Brookings Papers on Economic Activity*, nº 1, pp. 1-82.
- BANERJEE, Anindya, Robin L. LUMSDAINE, James STOCK (1992) - "Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence", *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3), Julho, 271-287.
- BENASSI, Corrado, Alessandra CHIRCO e Caterina COLOMBO (1994) - *The New Keynesian Economics*, Blackwell.
- BURDA, Michael e WYPLOSZ, Charles (1993) - *Macroeconomics: A European Text*, Oxford University Press.
- CAMPBELL, John Y. e Pierre PERRON (1991)- "Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomics Should Know about Unit Roots", *NBER Macroeconomics Annual*, pp. 141-201.
- CHOW, Gregory C. (1960) - "Tests of Equality Between Sets Coefficients in Two Linear Regressions", *Econometrica*, 28(3), Julho, 591-605.
- CRUZ, Patrícia Moura e Artur Silva LOPES (1999) - "Raízes Unitárias e Quebras de Estrutura: Evidência Empírica para a Economia Portuguesa", *Estudos de Economia*, 19(2), Primavera, 233-263.
- DICKEY, David A e Sastry G. PANTULA (1987) - "Determining the Order Differencing in Autoregressive Processes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 5(4), Outubro, 455-461.
- DICKEY, David A. e Wayne A. FULLER (1981) - "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- FRIEDMAN, Milton (1968) - "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, 58(1), Março, 1-17, reimpresso in Edmund S. PHELPS (ed.) - *Recent Developments in Macroeconomics*, vol. I, Edward Elgar, Aldershot, 1991, 258-274.

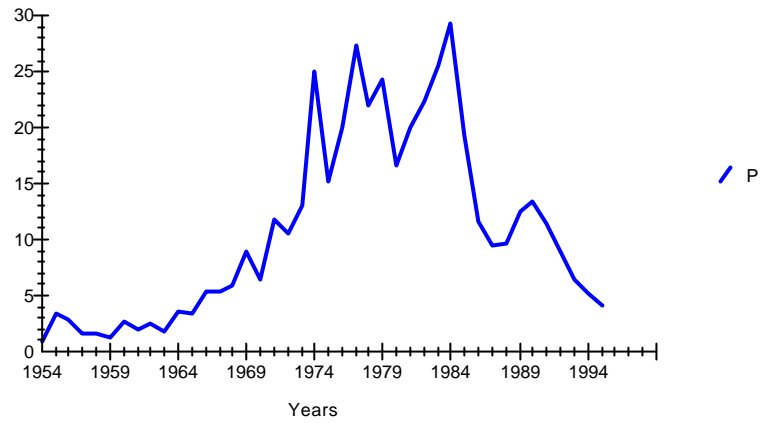
- FRIEDMAN, Milton (1977) - "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *Journal of Political Economy*, 85(3), 451-472.
- FULLER, Wayne A. (1976) - *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons, Cap. 8, pp. 327-386.
- JOHANSEN, Søren (1996) - *Likelihood-Based Inference in Cointegration Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press, Oxford. (reimpressão da 1ª edição de 1995).
- LIPSEY, Richard G. (1960) - "The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis", *Economica*, 27(105), Fevereiro, 1-31.
- LIPSEY, Richard G. (1978) - "The Place of the Phillips Curve in Macroeconomics Models" in A. R. BERGSTROM et al. (eds.), *Stability and Inflation*, John Wiley, Chichester, 49-75.
- LUCAS, Robert E., Jr. (1973)- "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 63(3), Junho, 326-34, reimpresso in Edmund S. PHELPS (ed.) - *Recent Developments in Macroeconomics*, vol. II, Edward Elgar, Aldershot, 1991, 33 - 41.
- MACKINNON, James G., Alfred HAUG e Leo MICHELIS(1999) - "Numerical Distribution Functions of Likelihood Ratio Tests for Cointegration", *Journal of Applied Econometrics*, 14(5), Set./Out., 563-577.
- MARQUES, Carlos Robalo (1998) - *Modelos Dinâmicos, Raízes Unitárias e Cointegração*, Edinova-Edições da UNL, Lisboa.
- OSTERWALD-LENUM, Michael (1992) - "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54(3), 461 -72.
- PERRON, Pierre e T. J. VOGELSANG (1992) - "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", *Journal fo Business and Economic Statistics*, 10(3), Julho, 301-320.
- PERRON, Pierre (1997) - "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables", *Journal of Econometrics*, 80(2), Outubro, 355-385.
- PESARAN, M. Hashem e Bahram PESARAN (1997) - *Working with Microfit 4.0: Iterative Econometric Analysis* (Windows Version), Oxford University Press.
- PESARAN, M. Hashem, Yongcheol SHIN e Richard J. SMITH (1999) - "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", [em linha], Outubro, 46 pp., [citado em 7/04/2000]. Disponível em URL: <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss2.pdf>, (versão revista do DAE WP 9706 de 1997, Univesity of Cambridge, e actualmente publicado no *Journal of Econometrics*, 97(2), Agosto de 2000, pp. 293-343).

- PHELPS, Edmund S. (1967) - "Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time", *Economica*, 34, Agosto, 254-81, reimpresso in Edmund S. PHELPS (ed.) - *Recent Developments in Macroeconomics*, vol. I, Edward Elgar, Aldershot, 1991, 287 - 314.
- PHILLIPS, A. W. (1958) - "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861 - 1957", *Economica*, 25 (100), Novembro, 283-299.
- RAHBK, Anders e Rocco MOSCONI (1999) - "Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models", *Econometrics Journal*, 2, 76-91.
- ROBERTS, John M. (1995)- "New-Keynesian Economics and the Phillips Curve", *Journal of Money, credit and Banking*, 27(4), Parte I, Novembro, 975-984.
- ROSA, Agostinho S. (2002) – “Os Determinantes da Inflação: Aplicação ao Caso Português”, vols. I e II, Dissertação de Doutoramento, Universidade de Évora.
- ROSA, Agostinho S. (2003) – “Inflação Portuguesa: Pelos Custos ou Monetária?”, *Economia e Sociologia*, nº 75, pp.135-159.
- SAMUELSON, Paul e Robert SOLOW (1960) - “Problem of Achieving and Maintaining a Stable Price Level: Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy”, *American Economic Review*, 50(2), 177-194.
- SANTOS, Jorge (1992) - "Budget Deficits and Inflation: Portugal and the Other EC High Debt Countries", *Estudos de Economia*, 12(3), Abr./Jun., 245-253.
- Séries Longas para a Economia Portuguesa - Pós II Guerra Mundial*, Vol. I - Séries Estatísticas (versão revista e prolongada para 1994 e 1995), Coordenação de Maximiano Pinheiro, Banco de Portugal, 1999. [também citado como PINHEIRO, Maximiano et al., *Séries Longas para a Economia Portuguesa*, Banco de Portugal, 1999]

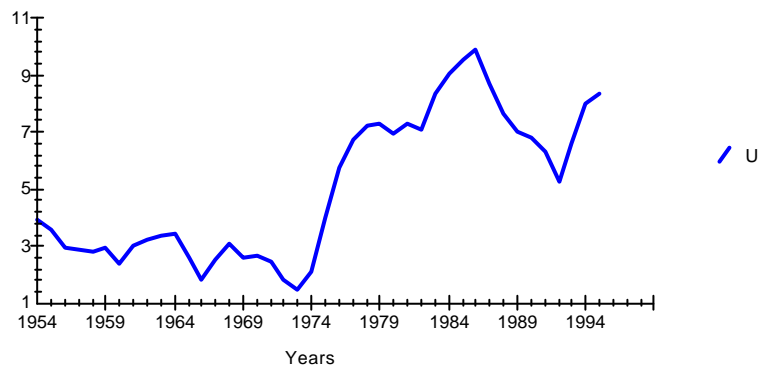
# ANEXO

## Gráficos das Variáveis

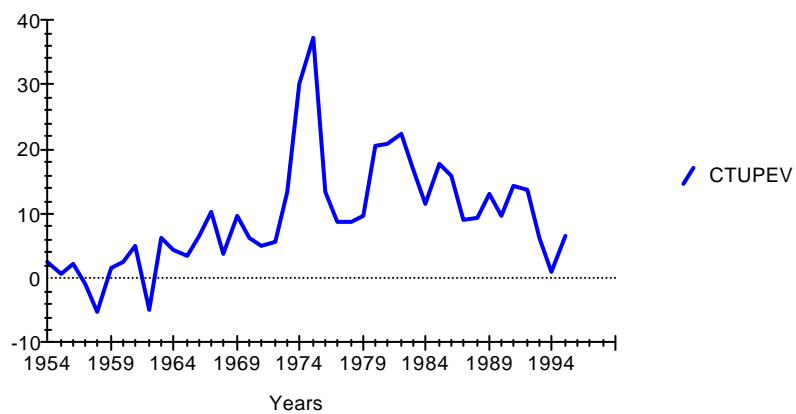
**Fig. 1 - Taxa de inflação**



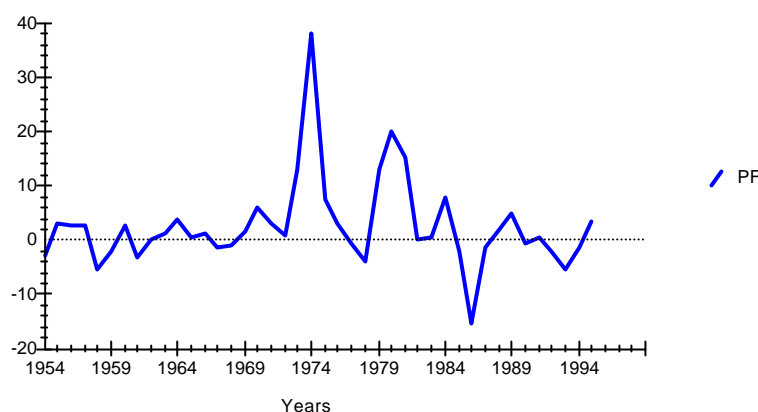
**Fig. 2 - Taxa de desemprego (sentido lato)**



**Fig. 3 - Taxas de variação dos custos unitários de trabalho das empresas**



**Fig. 4 - Taxa de inflação implícita nas importações em moeda externa**



**Quadro I - Teste sobre a existência de duas raízes unitárias**

**(Modelo com constante, Dados anuais: 1954-1995)**

Variáveis	Teste de Dickey-Pantula(1987)					
	1º passo				2º passo	
	k	$\tau_{\rho_2-1}$	LM(1) (versão F)	Q(4)	k	$\tau_{\rho_1-1}$
<b>U</b>	0	-3.7914 <sup>a</sup>	0.7766[.384]	1.667[.797]	0	-1.3184
<b>P</b>	3	-4.3814 <sup>a</sup>	3.1880[.084]	1.515[.824]	3	-1.2100
<b>CTUPEV</b>	0	-6.3341 <sup>a</sup>	0.7275[.399]	6.510[.164]	0	-2.9512 <sup>b</sup>
<b>PF</b>	1	-6.6865 <sup>a</sup>	1.9630[.170]	4.820[.306]	1	-3.1175 <sup>b</sup>

<sup>a</sup> = significativo a 1%; <sup>b</sup> = significativo a 5%; <sup>c</sup> = significativo a 10%.

**Fonte:** Cálculos efectuados no programa *RATS, version 4.31*, excepto teste LM(1) elaborado no *Microfit 4.0*.

**Quadro II - Teste de existência de uma raiz unitária: ADF**

- Início dos testes em modelos com tendência.
- Dados Anuais: 1954-1995.

Variáveis	Teste ADF								
	Mod.	k	$\tau_{\rho-1}$	$\Phi_3$	$\Phi_1$	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\mu\tau}; \tau_{\mu\mu}$	LM(1) versão F	Q(4)
<b>U</b>	1 (CT)	1	-2.7045	3.7310	-	0.35499	0.65376	0.0229[.881]	0.4167[.981]
	2 (C)	1	-1.3184	-	1.0989	-	0.67161	0.3257[.572]	0.7176[.949]
	3	1	0.0062	-	-	-	-	0.8506[.362]	1.6257[.804]
<b>P</b>	1 (CT)	4	0.1810	1.9547	-	-2.00035	0.75003	1.4327[.241]	1.0307[.905]
	2 (C)	4	-1.2200	-	0.7906	-	0.30231	3.3027[0.79]	1.2263[.874]
	3	4	-0.4035	-	-	-	-	3.5883[.068]	1.1935[.879]
<b>CTUPEV</b>	1 (CT)	0	-2.9286	4.3813	-	-0.39471	0.09621	2.0579[.160]	3.1887[.527]
	2 (C)	0	-2.7556	-	3.8021	-	0.09724	0.7465[.393]	2.7305[.604]
	3	0	-1.6869	-	-	-	-	0.0488[.826]	5.4528[.244]
<b>PF</b>	1 (CT)	0	-4.0229 <sup>b</sup>	8.1044 <sup>b</sup>	-	-0.1610 [.873]	1.3396 [.188]	2.4627[.125]	3.0103[.556]
	2 (C)	0	-4.0740 <sup>a</sup>	-	8.3072 <sup>a</sup>	-	1.3566 [.183]	2.5592[.118]	2.9995[.558]
	3	0	-3.8039 <sup>a</sup>	-	-	-	-	1.7010[.200]	3.2652[.514]

<sup>a</sup> = significativo a 1%; <sup>b</sup> = significativo a 5%; <sup>c</sup> = significativo a 10%.

**Fonte:** Cálculos efectuados no programa *RATS, version 4.31*, excepto teste LM(1) e testes individuais quando se rejeita a existência de raiz unitária, feitos no *Microfit 4.0*.

**Quadros III - Testes de existência de uma raiz unitária em séries com quebra de estrutura (com escolha endógena de Tb).**

**Quadro III.1 - Modelo IO:**

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

Séries	Amostra	T	Método	Tb	k	Parâmetros estimados			$t_{\hat{\alpha}=1}$	Valores críticos <sup>23</sup>	
						$\hat{\theta}$ (DU)	$\hat{\delta}$ (DTb)	$\hat{\alpha}$		k (t-sig)	$\infty$
U	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1973	1	1.550 <sup>a</sup>	-1.047	0.696 <sup>a</sup>	-4.50 <sup>c</sup>	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1985	1	0.009	0.274	0.937 <sup>a</sup>	-1.07	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1973	1	1.550 <sup>a</sup>	-1.047	0.696 <sup>a</sup>	<b>-4.50<sup>b</sup></b>	"	"
P	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1969	5	2.320	-4.014	0.756 <sup>a</sup>	-1.61	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1983	4	-5.704 <sup>a</sup>	6.527	0.974 <sup>a</sup>	-0.31	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1969	5	2.320	-4.014	0.756 <sup>a</sup>	-1.61	"	"
CTUP-EV	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1971	1	8.054 <sup>a</sup>	-5.794	0.265	-4.42 <sup>c</sup>	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1975	5	-9.246 <sup>b</sup>	-14.22 <sup>c</sup>	1.453 <sup>a</sup>	1.36	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1971	1	8.054 <sup>a</sup>	-5.794	0.265	<b>-4.42<sup>b</sup></b>	"	"
PF	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1973	0	-0.269	33.352 <sup>a</sup>	0.286 <sup>b</sup>	<b>-6.25<sup>a</sup></b>	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1983	1	-4.877 <sup>c</sup>	9.088	0.167	<b>-4.61<sup>b</sup></b>	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1970	1	2.818	-2.531	0.218	<b>-4.32<sup>b</sup></b>	"	"

<sup>a</sup> = Significativo a 1%; <sup>b</sup> = Significativo a 5%; <sup>c</sup> = Significativo a 10%.

No caso dos coeficientes dos modelos o nível de significância refere-se à hipótese do coeficiente ser nulo, enquanto no caso de  $t_{\hat{\alpha}=1}$  se refere a hipótese da existência de uma raiz unitária de acordo com os modelos de Perron e Vogelsang (1992).  $t_{\hat{\alpha}=1}$  a **negrito** significa que se rejeita a existência de uma raiz unitária pelo menos a 5%.

<sup>23</sup> Valores críticos a 5%, para comparar com  $t_{\hat{\alpha}=1}$ , de acordo com Perron e Vogelsang (1992) - "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", JBES, 10(3), 301-320.

**Quadro III.2 - Modelo AO:**

1º passo:  $y_t = \mu + \theta DU_t + \tilde{y}_t$

2º passo:  $\tilde{y}_t = \sum_{i=0}^k w_i D(Tb)_{t-i} + \alpha \tilde{y}_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta \tilde{y}_{t-i} + e_t$

Séries	Amostra	T	Método	Tb	k	Parâmetros estimados <sup>24</sup>		$t_{\hat{\alpha}=1}$	Valores críticos	
						$\hat{\theta}$ (DU)	$\hat{\alpha}$		k (t-sig)	$\infty$
U	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1972	1	4.012 <sup>a</sup>	0.707 <sup>a</sup>	-4.19	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1989	1	2.169 <sup>b</sup>	0.929 <sup>a</sup>	-1.56	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1975	1	4.705 <sup>a</sup>	0.582 <sup>a</sup>	<b>-3.73<sup>b</sup></b>	"	"
P	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1983	0	1.338	0.842 <sup>a</sup>	-1.99	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1989	5	-3.007	0.858	-1.44	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1970	5	12.316 <sup>a</sup>	0.859 <sup>a</sup>	-0.92	"	"
CTUP-EV	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1970	1	10.452 <sup>a</sup>	0.265	-4.46 <sup>c</sup>	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1989	0	-0.929	0.683 <sup>a</sup>	-2.74	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1972	5	10.943 <sup>a</sup>	0.869 <sup>b</sup>	-0.39	"	"
PF	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1973	0	2.464	0.284 <sup>b</sup>	<b>-6.29<sup>a</sup></b>	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1984	0	-5.744 <sup>b</sup>	0.359 <sup>b</sup>	<b>-4.29<sup>b</sup></b>	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1969	1	3.868	0.217	<b>-4.40<sup>b</sup></b>	"	"

**Fonte:** Cálculos efectuados no programa RATS, *version 4.31*.

<sup>24</sup> Embora tenha colocado <sup>a</sup>, <sup>b</sup> ou <sup>c</sup> em  $\hat{\alpha}$ , não tem significado devido a modelo sem constante.

### Quadro IV: Equações Parcimoniosas de DCTUPEV

Variável Dependente:  $\Delta$ CTUPEV

Método de Estimação: OLS.

ECM1= 1.0000\*CTUPEV -.57419\*P - 0.16416\*T

estimado no modelo: CTUPEV P; U csumPF &  $\Delta$ U PF Dum7475

Equação/ Regressores	DC1	DC2	DC3	DC4	DC5	DC6
	T=40 [56-95]	T <sub>1</sub> =35, T <sub>2</sub> =5 [56-90]	T <sub>1</sub> =30, T <sub>2</sub> =10 [56-85]	T=40 [56-95]	T=22 [74-95]	T=22 [74-95]
Inpt	-1.1730[.057]	-.93795[.148]	-.89382[.347]	-1.0798[.145]	-1.9402[.025]	-1.5965[164]
DU(-1)	-2.4383[.002]	-2.9492[.001]	-3.8896[.003]	-2.4415[.010]	-2.2365[.011]	-2.4471[.038]
PF(-1)	.21748[.020]	.19004[.042]	.48023[.000]	.44456[.000]	.25880[.009]	.48105[.000]
ECM1(-1)	-.81801[.000]	-.76934[.000]	-.76000[.000]	-.78613[.000]	-.78390[.000]	-.75101[.000]
DUM7475	14.0747[.000]	14.2661[.000]	-	-	13.4947[.000]	-
$\bar{R}^2$	.74006	.76564	.66523	.61532	.83692	.67732
SEE	3.4956	3.4213	4.3201	4.2524	3.2430	4.5618
DW	1.9109	1.9117	1.6229	1.6629	1.9753	1.4163
LM(1, T-k-1)	.053945[.818]	.001893[.966]	1.1959[.285]	1.5218[.226]	.10342[.752]	.032834[.858]
RESET <sub>(1, T-k-1)</sub>	.28685[.596]	.17149[.682]	1.1959[.285]	.11283[.739]	.19303[.666]	.057661[.813]
BJ(2)	.81695[.665]	.61325[.736]	5.3056[.070]*	6.2033[.045]*	1.1946[.550]	11.7226[.003]*
Het(1, T-2)	1.4010[.244]	1.3860[.248]	.47118[.498]	.25740[.615]	.99554[.330]	.067939[.797]
ARCH(2, T-k-2)	1.1686[.323]	.36286[.699]	.10370[.902]	.20451[.816]	1.5370[.247]	1.1679[.336]
Chow(T, T-k)	-	1.3860[.287]	.88800[.556]	-	-	-
Cov(k, T <sub>1</sub> +T <sub>2</sub> -2k)	-	-	1.2905[.294]	-	-	-

Entre parêntesis rectos - p-value. No caso dos coeficientes estimados trata-se do teste t de Student para  $H_0: \beta=0$ .

\* Teste Diagnóstico significativo a algum nível conforme indica p-value.

Fonte: Cálculos efectuados no *Microfit 4.0*.

**Testes de Diagnóstico:** Optámos por colocar a versão F dos testes de diagnóstico em virtude de Robalo Marques(98) citando Kiviet(86)<sup>25</sup> salientar que em pequenas amostras a versão F é preferível, excepto BJ porque não se aplica esta versão, logo apresentamos a versão LM que segue um  $\chi^2(2)$ . Os graus de liberdade dos testes F estão entre parêntesis curvos em função de k e T: T=número de observações utilizadas na regressão; k=número de coeficientes estimados; T<sub>1</sub>=subamostra usada na estimação; T<sub>2</sub>=Período pós-amostral (teste de previsão) ou segunda subamostra (teste de estabilidade, só possível com T<sub>1</sub>>k e T<sub>2</sub>>k).

#### Descrição dos testes de Diagnóstico:

**LM** - Estatística LM do teste de Godfrey(1978)<sup>26</sup> para testar a hipótese nula de ausência de autocorrelação.

**RESET** - Estatística do teste RESET de Ramsey(1969)<sup>27</sup> para testar a hipótese nula de correcta especificação do modelo.

**BJ** - Estatística do teste de Jarque-Bera para testar a hipótese nula de erros Gaussianos (Normalidade) [baseado em Bera e Jarque(1981)<sup>28</sup>]

<sup>25</sup> J. F. Kiviet (1986) - "On the Rigour of Some Misspecifications Tests for Modelling Dynamic Relationships", *Review of Economic Studies*, 53, 241-61.

<sup>26</sup> L. G. Godfrey (1978) - "Testing Against General Autoregressive and Moving Average Errors Models When the Regressions Include Lagged Dependent Variables" *Econometrica*, 46(6), Novembro, 1293-301.

<sup>27</sup> J. B. Ramsey (1969) - "Tests for Specification Errors in Classical Linear Least Squares Regression Analysis", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 31, 350-71.

<sup>28</sup> A. K. Bera e C. M. Jarque (1981) - "An Efficient Large-Sample Test for Normality of Observations and Regression Residuals", *Australian National University Working Papers in Econometrics*, 40, Canberra.



- HET** - Estatística do teste cuja hipótese nula é a homocedasticidade dos resíduos [veja Pesaran e Pesaran(1997)]
- ARCH** - Estatística do teste de Engle (1982)<sup>29</sup> cuja hipótese nula é a ausência de heterocedasticidade condicional autorregressiva.
- Chow**- Estatística do teste de Capacidade Preditiva (2º teste de Chow(1960)), cuja hipótese nula é a capacidade preditiva no período pós-amostral.
- Cov** - Estatística do teste de Estabilidade Estrutural dos coeficientes da regressão (1º teste de Chow(1960)) cuja hipótese nula é a estabilidade dos parâmetros [também conhecido por **teste de análise de covariância**].

---

<sup>29</sup> Robert F. Engle (1982) - "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4) Julho, 987-1007.