

# Custos Unitários de Trabalho e Desemprego: Que Relação em Portugal?

Agostinho S. Rosa

*Departamento de Economia, Universidade de Évora, Portugal*

---

## Resumo

A estimação da relação entre os custos unitários de trabalho e a taxa de desemprego no período 1954-1995 com base em dados anuais, através da abordagem de Johansen, permite-nos concluir que a variação dos custos unitários de trabalho é 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, controlando para a instabilidade da 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.

*Palavras-chave:* Curva de Phillips, Custos Unitários de Trabalho, Histerese, Desemprego, Raízes Unitárias, Cointegração

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

---

## Abstract

The estimation between the growth rate of unit labour costs and the unemployment rate based in annual data 1954-1995, using the Johansen Method, allows us to conclude two things. Firstly, the changes in unit labour costs are a decreasing function of changes in the unemployment rate and in the equilibrium error (between the growth rate of unit labour costs and the inflation rate). Secondly, they are an increasing function of foreign inflation, with a dummy control that refers to the April 1974 Revolution. Although, the unemployment rate is not significant in the long run, its changes are significant in the short run, in accordance with the modified Phillips curve, with hysteresis in the unemployment rate.

---

---

\* Recebido em outubro de 2005, aprovado em junho de 2006. Agradece-se os comentários de dois pareceristas anónimos da Revista *Economia*, no entanto, qualquer erro ou omissão é da inteira responsabilidade do autor.

*E-mail address:* arosa@uevora.pt.

## 1. Introdução

Um dos temas mais controversos da literatura econômica 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 formuladores de política econômica 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 cheque quando os choques do lado da oferta permitiram a existência de desemprego com aumento da inflação.<sup>1</sup> Os monetaristas, nomeadamente Friedman (1968),<sup>2</sup> mas também outros autores com Phelps (1967) introduziram expectativas inflacionárias adaptativas na curva original:

$$\dot{W}_t = -\beta(U_t - U_t^*) + \alpha \dot{P}_t^e \quad (1)$$

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 inflacionárias,  $\alpha$  é um parâmetro unitário de acordo com os monetaristas devido à ausência de ilusão monetária.

De acordo com Friedman (1968), 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<sup>3</sup> 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 Jr. 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>4</sup> No entanto, a existência de histerese<sup>5</sup> da 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

<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 também Friedman (1977).

<sup>3</sup> Novos Clássicos como Robert Lucas, Thomas Sargent, Neil Wallace, Roberto Barro e Novos Keynesianos como Stanley Fischer, Mankiw, Stiglitz, etc.

<sup>4</sup> Veja Ball et alii (1988) e Roberts (1995).

<sup>5</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.

pura da taxa de desemprego implica que  $U_t^*$  depende também do desemprego defasado ( $U_{t-1}$ ) e não só das variáveis determinantes ( $X_t$ ):<sup>6</sup>

$$U_t^* = U_{t-1} + \gamma X_t \quad (2)$$

o que implica substituindo 2 em 1:

$$\dot{W}_t = \dot{P}_t^e - \beta (U_t - U_{t-1}) + \beta \gamma X_t \quad (3)$$

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

De acordo com Le Page (1991) a teoria da histerese coloca em cheque três ideias existentes: o valor natural da taxa de desemprego torna-se variável porque depende da evolução desta taxa nos períodos anteriores, o equilíbrio deixa de ser único e torna-se instável, pois assim que a taxa de desemprego aumenta, não há tendência para voltar ao valor inicial. A histerese é essencialmente um fenómeno europeu como evidenciam vários autores, como Blanchard e Summers (1986), que põe em cheque a teoria da taxa natural de Friedman.

Se não existisse *histerese pura*, mas *histerese parcial* ou *persistência* a Equação (2) tomaria a forma:

$$U_t^* = \phi U_{t-1} + \gamma X_t \quad (4)$$

onde  $\phi < 1$  implicaria uma única NAIRU<sup>7</sup> de longo prazo que seria dada por:

$$U_t^* = \frac{\gamma X_t}{1 - \phi} \quad (5)$$

Esta é também a conclusão de Gordon (1989),p.221. Assim, em termos práticos existe histerese da taxa de desemprego quando existe pelo menos uma raiz unitária nesta variável, que de acordo com a Equação (4) corresponde a  $\phi=1$ . Só neste caso nos podemos mover para uma taxa de desemprego mais baixa que origina uma subida da inflação, mas depois esta estabilizará a um nível de desemprego mais baixo que passa a ser a nova taxa de desemprego não aceleradora da inflação (NAIRU).

Jossa e Musella (1998),pp.133–137 explicam graficamente como a histerese pura é incompatível com a taxa natural de desemprego, não obstante a teoria da persistência ser consistente. Na sua análise estes autores vão mais longe ao dizer que se as expectativas forem consideradas adaptativas “an unemployment/inflation relation of the type suggested by Phillips in 1958 will remain possible even in the event of correct inflation forecasts” (Jossa e Musella (1998),pp.135–136).

<sup>6</sup> Veja Benassi et alii (1994).

<sup>7</sup> NAIRU significa *Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment*.

## 2. O Modelo Proposto

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

$$\dot{W} = f(U, \dot{P}^e) \quad (6)$$

mas se tivermos em conta, como fazem Burda e Wyplosz (1997), p.309, que o crescimento da produtividade também é tido em conta nas negociações salariais,<sup>8</sup> a curva de Phillips tomaria a forma:<sup>9</sup>

$$\dot{W} = g(U, \dot{P}^e) + \dot{Q} \quad (7)$$

de onde o modelo proposto<sup>10</sup> para se estimar será:

$$\dot{W} - \dot{Q} = g\left(\overset{(-)}{U}, \overset{(+)}{\dot{P}^e}\right) \quad (8)$$

o que significa que temos os custos unitários de trabalho função decrescente da taxa de desemprego e crescente das expectativas inflacionárias. Como sabemos, os custos unitários de trabalho são um dos determinantes da inflação<sup>11</sup>, e assim a taxa de inflação será função da taxa de desemprego e das expectativas inflacionárias (como defende a teoria da curva de Phillips), bem como de outras variáveis como podemos ver em Rosa (2003).

O nosso objetivo é estimar a Equação (8) para Portugal, no período 1954-1995, o que permite averiguar se a taxa de desemprego (ou a sua variação) e as expectativas inflacionárias serão explicativas dos custos unitários de trabalho. O problema com que nos depararemos consiste em que variável (ou variáveis) considerar como *proxy* das expectativas inflacionárias, dado que estimar estas não é fácil a partir do momento que a teoria econômica 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 inflacionárias.

## 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

<sup>8</sup> O que na realidade normalmente não acontece devido à apropriação dos ganhos de produtividade feita pelos empregadores.

<sup>9</sup> Estamos a admitir que coeficiente de  $\dot{Q}$  é igual a 1 e que  $\dot{Q}$  é a variação efetiva 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 efetiva.

<sup>10</sup> Trata-se de uma das equações do modelo mais amplo estudado em Rosa (2002) – *Os determinantes da inflação: aplicação ao caso Português*, dissertação de doutoramento.

<sup>11</sup> Veja Rosa (2003).

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 (1991),p.153). O período é 1954-95, não se tendo atualizado os dados pós-1995 por uma questão de compatibilidade da série estatística, pois implicava usar fontes diferentes para algumas variáveis.

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.

As fontes das variáveis são as seguintes: a taxa de inflação (**P**) deriva do IPC calculado pelo Instituto Nacional de Estatística português (INE), as variáveis **CTUPEV** e **PF** foram calculados pelo autor<sup>12</sup> a partir das *Séries Longas para a Economia Portuguesa* (1999) elaboradas pelo Banco de Portugal.<sup>13</sup> A taxa de desemprego (**U**) foi retirada diretamente das *Séries Longas para a Economia Portuguesa*.

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 inflacionárias. Alguns 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. Na Tabela 1 podemos ver a dispersão de cada uma das variáveis utilizadas, a qual é especialmente elevada para variável *PF* que inclui o primeiro e segundo choques petrolíferos.

Tabela 1

Algumas estatísticas descritivas das variáveis usadas

Variáveis	U	P	CTUPEV	PF
Máximo	9.8600	29.3054	37.3177	38.1491
Mínimo	1.4299	0.8658	-5.0411	-15.5142
Média	5.0341	10.8297	9.4101	2.6266
Desvio Padrão	2.5585	8.3735	8.4921	8.2027
Coef. de Variação	0.5082	0.7732	0.9025	3.1229

Fonte: Cálculos efectuados no *Microfit 4.0*.

<sup>12</sup> Veja em Apêndice as fórmulas de cálculo a partir das séries originais.

<sup>13</sup> No cálculo desta Série Longa, o Banco de Portugal utilizou essencialmente como fonte dados do INE. Veja [www.bportugal.pt](http://www.bportugal.pt).

Tabela 2

Matriz de correlação entre as variáveis usadas

Variáveis	<i>U</i>	<i>P</i>	<i>CTUPEV</i>	<i>PF</i>
<i>U</i>	1.0000	0.5286	0.3188	-0.1702
<i>P</i>	0.5286	1.0000	0.6646	0.3994
<i>CTUPEV</i>	0.3188	0.6646	1.0000	0.4836
<i>PF</i>	-0.1702	0.3994	0.4836	1.0000

Fonte: Cálculos efectuados no *Microfit 4.0*.

A inspeção visual<sup>14</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 estrutural 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. Na Tabela 2 podemos ver que a variável que tem maior correlação com a taxa de inflação são os custos unitários do trabalho o que seria de esperar, pois nos anos em que aumenta mais o custo do trabalho isso reflecte-se na inflação ou pelo menos é isso que nós pretendemos demonstrar ao longo deste estudo.

#### 4. Análise de Estacionaridade dos Dados

Com o fim de determinar o grau de integração das variáveis utilizadas, primeiro elaboramos testes sobre a existência de duas raízes unitárias (Tabela A.1 – Apêndice), segundo elaboramos testes sobre a existência de uma raiz unitária (Tabela A.2 e A.3 no Apêndice), terceiro elaboramos testes sobre a existência de uma raiz unitária em séries com quebra estrutural com escolha endógena do ponto de quebra (*Tb*), (Tabela A.4 – Apêndice), e com escolha exógena (Tabela A.5 – Apêndice).

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

O teste de Dickey e Pantula (1987), pelo 1º passo, (Tabela A.1 em Apêndice) 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>15</sup>

<sup>14</sup> Veja Figuras 1 a 4.

<sup>15</sup> E o mesmo resultado acontece noutros testes não apresentados, como PP e KPSS.

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

Aplicamos o teste ADF começando com um modelo com constante e tendência (CT) e selecionando  $k$  partindo de um  $k$ -max= 6 e removendo sequencialmente o último *lag* se insignificante ao nível de 5% até obter um *lag* significativo (Veja Tabela A.2 – Apêndice).

Verificamos pelos testes  $LM(1)$  de Godfrey e  $Q(4)$  de Ljung-Box a ausência de autocorrelação residual necessária para poder aplicar o teste ADF. Aplicamos 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 elaboramos 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 Fuller descrito por 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 retos o  $p$  – *value* na Tabela A.2 do Apêndice.

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 inspeção 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  $H_0$ ) rejeitamos sempre a existência de tendência conforme previsto na inspeção visual.

A partir dos resultados da Tabela A.2 conclui-se que  $P$ , CTUPEV e  $U$  são  $I(1)$  e  $PF$  é  $I(0)$ . Cruz e Lopes (1999) também concluiu que  $U$  e  $P$  são  $I(1)$  para o caso português.

Como o teste ADF pode sofrer problemas de potência, aplicamos também o teste DF-GLS de Elliot et alii (1996), onde as séries temporais são transformadas através do método dos mínimos quadrados generalizados.<sup>16</sup> Considerando um  $k$ -max= 12, foram utilizados três métodos na seleção de defasagem ( $k$ ):  $k$  ótimo usando o processo sequencial do teste  $t$  de acordo com NG e Perron (1995), critério SC e critério MAIC. Este último é o critério AIC modificado por NG e Perron (2001). Como podemos ver na Tabela A.3 (Apêndice) não podemos rejeitar a existência de uma raiz unitária para as variáveis  $P$ , CTUPEV e  $U$ , qualquer que seja o método de seleção de defasagem. No entanto, relativamente à variável  $PF$ , a utilização do critério MAIC, e apenas esse, na seleção de defasagem, não permite rejeitar a existência de uma raiz unitária. Seguidamente, vamos elaborar os testes de raízes unitárias com quebra estrutural para tentar elucidar melhor o comportamento das variáveis.

<sup>16</sup> Veja Elliot et alii (1996), p.823 sobre a implementação deste teste de raízes unitárias, tipo ADF.

### 4.3. Testes de existência de uma raiz unitária em séries com quebra estrutural

#### 4.3.1. Testes com escolha endógena do ponto de quebra ( $Tb$ )

A hipótese de quebra estrutural por variação de média na taxa de desemprego ( $U$ ) de acordo com a inspeção visual levou-nos a aplicar testes de quebra estrutural. 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 estrutural ( $Tb$ ) é selecionado endogenamente por dois processos: primeiro, pela minimização da estatística  $t$  para testar  $\alpha=1$  [ $\text{Min } t_{\hat{\alpha}=1}$ ], onde  $\alpha$  é o coeficiente da variável defasada 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 alii (1992).

Na seleção 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 começamos com  $k\text{-max}=6$  e eliminamos sucessivamente os *lags* não significativos utilizando o teste  $t$  bilateral ao nível de significância de 10%, ao qual Perron (1997) chama “ $t\text{-sig}$ ” e Perron e Vogelsang (1992), p.313 considera conduzir a testes com maior potência em quase todos os casos estudados.

Na Tabela A.4 (Apêndice) 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 estrutural, quer pelo modelo IO, quer pelo modelo AO confirmam a possibilidade de quebra estrutural da taxa de desemprego entre 1973-75.

Dos testes de quebra estrutural com escolha endógena do ponto de quebra conclui-se que a taxa de inflação ( $P$ ) é  $I(1)$  e a taxa de inflação externa ( $PF$ ) é  $I(0)$  por todos os métodos, a taxa de desemprego é  $I(1)$ , exceto pelo método  $\text{Max } t_{\hat{\theta}}$  e a taxa de variação dos custos unitários de trabalho ( $CTUPEV$ ) também é  $I(1)$ , exceto pelo método  $\text{Max } t_{\hat{\theta}}$  no modelo IO.

#### 4.3.2. Testes com escolha exógena do ponto de quebra ( $Tb$ )

Os testes com escolha exógena são hoje menos utilizados, visto que, para um determinada variável a quebra estrutural acontece normalmente num período diferente da quebra noutra variável. Como vimos na Subsecção 4.3.1 a quebra estrutural endogeneizada também depende do método utilizado na sua determinação, embora na maioria das variáveis aconteça próximo da revolução de abril de 1974 que teve forte impacto em 1975, quer em termos de produto, quer em termos de variáveis nominais como inflação, salários, pelo que nós optamos



por colocar uma *dummy* que traduz essa revolução. Assim sendo, apresentamos na Tabela A.5 os testes com escolha exógena do ponto de quebra ( $Tb$ ), considerando o ponto de quebra em 1975, e selecionamos endogenamente o  $k$  como descrito na Subsecção 4.3.1. De acordo com estes testes,  $P$  e  $CTUPEV$  continuam a ser variáveis  $I(1)$ , mas rejeita-se ao nível de 5% que  $U$  seja  $I(1)$  e ao nível de 1% que  $PF$  seja  $I(1)$ .

#### 4.4. Conclusões sobre a análise de estacionaridade

Da análise dos testes sobre a existência de uma raiz unitária (ADF e DF-GLS) e dos testes de quebra estrutural de Perron e Vogelsang (1992) com ponto de quebra endógena e exógena 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 taxa de inflação externa ( $PF$ ) é  $I(0)$  pela maioria dos testes, a taxa de desemprego também é  $I(1)$  por quase todos, exceto pelo método Max  $t_{\hat{\theta}}$  nos modelos com quebra estrutural endógena e no modelo com quebra estrutural exógena em 1975, no entanto vamos admitir que a taxa de desemprego é  $I(1)$  para ver se há relação de cointegração entre  $CTUPEV$ ,  $U$  e  $P$ . A taxa de inflação externa ( $PF$ ) apenas é  $I(1)$  pelo teste DF-GLS com defasagem determinada pelo critério MAIC. Admitindo que este critério é melhor em termos da dimensão e potência teríamos de considerar esta variável  $I(1)$ , mas se tivermos em conta que ela é claramente  $I(0)$  nos testes com quebra estrutural, então vamos considerá-la  $I(0)$  na nossa análise. Optamos pela segunda hipótese e vamos considerá-la  $I(0)$ .

## 5. Estimação do Modelo Proposto

Como o objetivo de ter em conta as expectativas inflacionárias, 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 defasada ( $\Delta P$ ) como a inflação externa ( $PF$ ) traduzam as expectativas inflacionárias.

Optamos pela abordagem de Johansen que permite detectar a presença de mais de um vetor cointegrante, mas a existência de regressores estacionários no modelo VAR, implica que os valores críticos de Johansen (1996) não são adequados, por isso recorremos à metodologia de Rahbek e Mosconi (1999), que consiste em acrescentar ao VAR a soma cumulativa da variável  $I(0)$  como variável exógena  $I(1)$ ,<sup>17</sup> e assim podemos usar os valores críticos dos testes traço ou auto-valor máximo de, entre outros autores, Pesaran et alii (1999).<sup>18</sup> Primeiro, como temos variáveis exógenas o modelo VAR de cointegração a utilizar corresponde ao modelo condicional:<sup>19</sup>

<sup>17</sup> Depois fazem-se testes para eliminar essas variáveis dos vetores cointegrantes, se possível.

<sup>18</sup> Daqui em diante referido como PSS (1999).

<sup>19</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

$$\Delta Y_t = \mu_c + \delta_c t + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \epsilon_{ct} \quad (9)$$

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 (9) 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  $r$  vetores cointegrantes.

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

$$Hr : R[\Pi_y] = r, r = 0, \dots, N_y \quad (10)$$

onde “ $R$ ” se lê “característica” da matriz.

Na estimação do modelo condicional (9) podemos considerar 5 casos (ou modelos) consoante as restrições impostas sobre os termos determinísticos. Seguindo PSS (1999) temos:<sup>20</sup>

(a) Caso I (nem constantes; nem tendências):

$$\mu_c = \delta_c = 0 \Rightarrow \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \epsilon_{ct} \quad (11)$$

(b) Caso II (constantes restringidas; sem tendências):

$$\begin{cases} \mu_c = -\Pi_y \eta \\ \delta_c = 0 \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y^* (X'_{t-1}, 1)' + \omega \Delta Z_t + \epsilon_{ct} \quad (12)$$

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

(c) Caso III (constantes sem restrições; sem tendências):

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c = 0 \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \epsilon_{ct} \quad (13)$$

(d) Caso IV (constantes sem restrições; tendências restringidas):

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c = -\Pi_y \gamma \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y^{**} (X'_{t-1}, t)' + \omega \Delta Z_t + \epsilon_{ct} \quad (14)$$

por recurso ao modelo condicional (veja PSS (1999)).

<sup>20</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 (1999). É também útil ver Mackinnon et alii (1999), p.568, que compara os 5 casos de PSS (1999) com as tabelas de Osterwald-Lenum (1992). Mackinnon et alii (1999) fornece valores críticos mais corretos para os 5 casos de PSS (1999).

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

(e) Caso V (constantes sem restrições; tendências sem restrições):

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c \neq 0 \end{cases} \Rightarrow \text{Estima-se o modelo da Equação (9)} \quad (15)$$

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 (1999), a nossa variável  $I(0)$  inclui-se em  $\Delta Z_t$  na Equação (9) ou num dos 5 casos (modelos) consoante e 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 (8).

### 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* ( $Dum7475$ ).

Selecionamos o VAR(2) pelo recurso quer a estatísticas multivariadas, quer a estatísticas univariadas<sup>21</sup> 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. A aplicação do teste do traço a qualquer dos 5 modelos do Método de Johansen indica a não rejeição de  $r = 1$ .

O teste de exogeneidade fraca de  $U$  nos modelos II a IV,<sup>22</sup> permite-nos concluir que não podemos rejeitar a exogeneidade fraca da taxa de desemprego ao nível de 5%, conforme podemos ver na Tabela 3:

<sup>21</sup> Veja Tabela A.6 em Apêndice com as respectivas estatísticas que permitiram selecionar o VAR que apresenta melhor comportamento dos resíduos para aplicar a metodologia da cointegração de acordo com Johansen (1996). Após a aplicação do teste de exogeneidade fraca de  $U$ , procedemos novamente à seleção da ordem  $k$  do VAR no modelo com  $U$  exógeno e a ordem do  $k$  manteve-se.

<sup>22</sup> Modelos de PSS (1999) mencionados anteriormente.

Tabela 3

Teste de exogeneidade fraca<sup>23</sup> de U

Modelo	Modelo II	Modelo III	Modelo IV
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  $H0 : \alpha_U U = 0$ .

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 (1999):<sup>24</sup>

$CTUPEV$   $P$ ;  $U$   $csumPF$  &  $\Delta U$   $PF$   $Dum7475$

Confirmamos a ordem  $k$  do VAR com  $U$  exógeno, como sendo ainda o VAR(2) e a seleção do melhor modelo VAR de cointegração de acordo com os termos determinísticos pela metodologia de PSS (1999) conduziu-nos à escolha do modelo IV em virtude de não podermos rejeitar a tendência na relação de longo prazo. A escolha do modelo IV resultou da elaboração de testes de hipóteses sobre a ausência de constante (Caso I contra Caso II) ou de tendência (Caso III contra Caso IV) nas relações de cointegração e testes de especificação do modelo a estimar de acordo com a metodologia seguida por PSS (1999) em que se testa o Caso IV contra o Caso V (no caso de existência de tendência) e o Caso II contra o Caso III (no caso de existência de constante).<sup>25</sup> Dado o VAR(2), modelo IV, não se pode rejeitar a existência de um vetor cointegrante, quer pelo teste do traço, quer pelo teste do auto-valor máximo como podemos ver na Tabela 4:

Tabela 4

Testes de cointegração

Auto valor $\lambda$	Teste do traço			Teste do auto-valor máximo		
	H0	Ha	Traço	H0	Ha	$\lambda_{max}$
0,69305	$r = 0$	$r \geq 1$	55,06 <sup>a</sup>	$r = 0$	$r = 1$	47,24 <sup>a</sup>
0,17758	$r \leq 1$	$r = 2$	7,82	$r \leq 1$	$r = 2$	7,82

<sup>a</sup> = Rejeita-se a hipótese nula (H0) contra a hipótese alternativa (Ha).

Fonte: Cálculos efectuados no *Microfit 4.0*.

Os critérios de seleção AIC, SBC e HQC também seleccionam o modelo com  $r = 1$ . O vetor normalizado em relação a  $CTUPEV$  (e identificado) sem restrições com  $X'_t = [CTUPEV \ P \ U \ csumPF \ t]$  é dado por:<sup>26</sup>

<sup>23</sup> Elaborado no CATS in RATS pela restrição  $B' * \alpha = 0$  com  $B' = [010]$  seleccionando  $r = 1$  no modelo com  $CTUPEV$   $U$   $P$ ;  $csumpf$  &  $PF$   $dum7475$ ,  $lag$  2.

<sup>24</sup> O que significa duas variáveis  $I(1)$  endógenas ( $CTUPEV$ ,  $P$ ) e duas variáveis  $I(1)$  exógenas ( $U$ ,  $csumPF$ ) e duas variáveis  $I(0)$  ( $\Delta U$ ,  $PF$ ) e uma *dummy*, as quais entram no modelo de curto prazo.

<sup>25</sup> Para mais informações veja PSS (1999).

<sup>26</sup> Entre parêntesis curvos no vetor cointegrante estão os desvios-padrão.

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

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 vetor a utilizar é:

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

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.

A velocidade de ajuste ( $\alpha$ ) estimada com o vetor cointegrante  $\beta'$  foi igual a:

$$\alpha = \begin{bmatrix} -0,815 \\ 0,492 \end{bmatrix} \text{ com } t\text{-value} = \begin{bmatrix} -7,321 \\ 5,075 \end{bmatrix} \text{ respectivamente para } \Delta CTUPEV \text{ e } \Delta P.$$

## 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 os resultados da Tabela 5.

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>27</sup> com um coeficiente de  $(-0.8)$ ,<sup>28</sup> 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>29</sup> os custos de trabalho respondem positiva e significativamente (nível de significância de 2%) à inflação externa do período anterior incorporada nas importações ( $PF_{t-1}$ ): podemos dizer que funciona como expectativas inflacionárias como tínhamos previsto. A variação da taxa de desemprego defasada também é significativa a 6% e tem o sinal esperado. Assim, o fato 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

<sup>27</sup> Designado por  $ECM1_{t-1}$ .

<sup>28</sup> Note que este coeficiente de ajuste corresponde ao coeficiente estimado juntamente com o vetor  $\beta'$ .

<sup>29</sup> Aumento de  $CTUPEV$  quando  $P > CTUPEV$  no período anterior, isto é, relação negativa entre  $\Delta CTUPEV$  e  $ECM1_{t-1}$ .

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 inflacionárias. Além disso, o fato da relação ser com a variação de desemprego defasada significa que a relação é entre  $\Delta\text{CTUPEV}$  e expectativas da variação do desemprego, considerando  $\Delta U_{t-1}$  como expectativas adaptativas simples. A relação com a Dum7475 é positiva e significativa a 1%, pois a revolução de Abril fez aumentar fortemente os salários nominais.

Tabela 5

Estimação do modelo multivariado

Equação/ Regressores	$\Delta\text{CTUPEV}$	$\Delta P$
Nº Observações	T=40 [56-95]	T=40 [56-95]
Constante	-1.1067[.079]	-0.33809[.529]
$\Delta\text{CTUPEV}(-1)$	0.0016038[.989]	-0.36043[.002]
$\Delta P(-1)$	-0.14214[.438]	0.061552[.699]
$\Delta U(-1)$	-1.7303[.058]	-0.85072[.276]
PF(-1)	0.25557[.019]	-0.19104[.041]
ECM1(-1)	-0.81492[.000]	0.49249[.000]
] $\Delta U$	-1.4356[.135]	0.097013[.906]
PF	0.07283[.405]	0.38252[.000]
DUM7475	14.3411[.001]	-2.3193[.513]
$\bar{R}^2$	0.75	0.51
SEE	3.4413	3.0001
LM(1, 30)	0.016802[.898]	1.3348[.257]
RESET(1, 30)	0.01023[.920]	0.22489[.639]
BJ(2)	1.1026[.576]	7.5254[.023]*
HET(1, 38)	2.1357[.152]	0.025463[.874]
ARCH(2, 29)	0.038188[.963]	0.076805[.926]

Nota: ver anexo sobre descrição dos testes de diagnóstico e outras notas.

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 defasada, 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

defasados ( $\Delta\text{CTUPEV}_{t-1}$ ). Porquê esta relação negativa? Uma hipótese reside na conclusão de Santos (1992) acerca da relação positiva entre a inflação e a variação dos custos unitários de trabalho defasados dois períodos: se notarmos que  $\Delta\text{CTUPEV}_{t-1} = \text{CTUPEV}_{t-1} - \text{CTUPEV}_{t-2}$ , basta que a relação positiva de  $\Delta P$  com  $\text{CTUPEV}_{t-2}$  tenha um coeficiente maior que a relação positiva de  $\Delta P$  com  $\text{CTUPEV}_{t-1}$  para que a relação positiva de  $\Delta P$  com  $\Delta\text{CTUPEV}_{t-1}$  tenha um coeficiente negativo, assim a relação observada no nosso modelo pode significar que a inflação responde mais a custos defasados dois períodos tal como conclui Santos (1992).

Relativamente aos **testes de diagnóstico**, em ambas as equações, os resíduos são homoscedásticos, 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 Marques (1998), p.120, a presença de *outliers* no vetor 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 se pode ver em Rosa (2003).

Relativamente à **equação de  $\Delta\text{CTUPEV}$**  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  $\Delta P$**  confirma-se o problema de BJ(2) elevado através de dois *outliers* no vetor 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 objetivo de obter um **modelo parcimonioso da variação dos custos unitários de trabalho** retirámos da equação de  $\Delta\text{CTUPEV}$  as variáveis não significativas. A estimação da equação de  $\Delta\text{CTUPEV}$  somente com os regressores significativos (Equação (DC1)-Tabela A.7) não altera significativamente os coeficientes das variáveis, exceto o de  $\Delta U_{t-1}$  que aumenta em valor absoluto e se torna significativo a 1%.  $\Delta\text{CTUPEV}$  é função da variação defasada da taxa de desemprego, da variação defasada dos preços externos (expectativas) e do ECM (relação de longo prazo entre  $\text{CTUPEV}$  e  $P$ ), assim como da Dum7475 (reflete certamente Revolução de Abril, embora também possa ter associado o 1º choque petrolífero, que também pode estar incluído em  $PF$ ).

Estimamos a equação de  $\Delta\text{CTUPEV}$  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 homoscedasticidade

podemos confiar nos testes de Chow (1960).<sup>30</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 vetor de resíduos como diz Robalo Marques (1998),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 fato 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 é função decrescente da variação da taxa de desemprego e do erro de equilíbrio e função crescente da inflação externa, controlando para os efeitos de instabilidade de 1974 e 1975.

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, podendo esta funcionar como expectativas inflacionárias; 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 defasada, o que pode significar expectativas da variação do desemprego.

## Referências bibliográficas

- Ball, L., Mankiew, N. G., & Romer, D. (1988). The new Keynesian economics and the output-inflation trade-off. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1:1-82.
- Banerjee, A., Lumsdaine, R. L., & Stock, J. (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):271-287.
- Benassi, C., Chirco, A., & Colombo, C. (1994). *The New Keynesian Economics*. Blackwell.
- Blanchard, O. J. & Summers, L. H. (1986). Hysteresis and the European unemployment problem. In Fisher, S., editor, *NBER Macroeconomic Annual*, pages 15-78. MIT Press, Cambridge, Mass.

<sup>30</sup> Veja Marques (1998),p.128.



- Burda, M. & Wyplosz, C. (1997). *Macroeconomics: A European Text*. Oxford University Press, 2nd edition.
- Campbell, J. Y. & Perron, P. (1991). Pitfalls and oportunities: What macroeconomics should know about unit roots. In *NBER Macroeconomics Annual*, pages 141–201. MIT Press.
- Chow, G. C. (1960). Tests of equality between sets coefficients in two linear regressions. *Econometrica*, 28(3):591–605.
- Cruz, P. M. & Lopes, A. S. (1999). Raízes unitárias e quebras de estrutura: Evidência empírica para a economia portuguesa. *Estudos de Economia*, 19(2):233–263.
- Dickey, D. A. & Fuller, W. A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica*, 49(4):1057–1072.
- Dickey, D. A. & Pantula, S. G. (1987). Determining the order differencing in autoregressive processes. *Journal of Business and Economic Statistics*, 5(4):455–461.
- Doornik, J. A. & Hansen, H. (1994). An omnibus test for univariate and multivariate and multivariate normality. Working Paper, Nued College, Oxford University of Copenhagen.
- Elliot, G., Rothemberg, T. J., & Stock, J. H. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64(4):813–836.
- Friedman, M. (1968). The role of monetary policy. *American Economic Review*, 58(1):1–17. Reimpresso in Phelps, E. S. *Recent Developments in Macroeconomics*, vol. I, Edward Elgar, Aldershot, 1991, 258–274.
- Friedman, M. (1977). Nobel lecture: Inflation and unemployment. *Journal of Political Economy*, 85(3):451–472.
- Gordon, R. J. (1989). Hysteresis in history: Was there ever a Phillips curve? *American Economic Review*, 79(2):220–225.
- Hansen, H. & Juselius, K. (1995). *Cats in Rats: Cointegration Analysis of Time Series*. Estima Evanston, Illinois.
- Johansen, S. (1996). *Likelihood-Based Inference in Cointegration Vector Autoregressive Models*. Oxford University Press. Reimpressão da 1a. edição de 1995.
- Jossa, B. & Musella, M. (1998). *Inflation, Unemployment and Money: Interpretations of the Phillips Curve*. Edward Elgar, Cheltenham.
- Le Page, J.-M. (1991). L'hypothèse d'hystérésis dans la théorie économique du chômage: Pertinence et implications. *Revue d'Économie Politique*, 101(2):281–299.
- Lipsey, R. G. (1960). The relation between unemployment and the rate of change of money wage rates in the United Kingdom, 1862-1957: A further analysis. *Economica*, 27(105):1–31.
- Lipsey, R. G. (1978). The place of the Phillips curve in macroeconomics models. In Bergstrom, A. R., editor, *Stability and Inflation*, pages 49–75. John Wiley, Chichester.
- Lucas Jr., R. E. (1973). Some international evidence on output-inflation tradeoffs. *American Economic Review*, 63(3):326–34. Reimpresso in Phelps, E. (ed.), *Recent Developments in Macroeconomics*, vol II, Edward Elgar, Aldershot, 1991, 33–41.
- Mackinnon, J. G., Haug, A., & Michelis, L. (1999). Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration. *Journal of Applied Econometrics*, 14(5):563–577.
- Marques, C. R. (1998). *Modelos Dinâmicos, Raízes Unitárias e Cointegração*. Edinova-Edições da UNL, Lisboa.
- Mateus, A. (1998). *Economia Portuguesa: Desde 1910*. Editorial Verbo, Lisboa.
- NG, S. & Perron, P. (1995). Unit root tests in ARMA models with dependent methods

- for the selection of the truncation lag. *Journal of the American Statistical Association*, 90:268–281.
- NG, S. & Perron, P. (2001). A note on the selection of time series models. WP 500, Department of Economics, Boston College, junho, 16 pp. (citado em 14/03/2006). Disponível em URL: <http://fmwww.bc.edu/EC-P/wp500.pdf>.
- Osterwald-Lenum, M. (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.
- Peixe, F. P. M. (1994). *Raízes Unitárias e Cointegração: Uma Aplicação À Procura de Moeda Em Portugal*. PhD thesis, ISEG, Lisboa.
- Perron, P. (1997). Further evidence on breaking trend functions in macroeconomic variables. *Journal of Econometrics*, 80(2):355–385.
- Perron, P. & Vogelsang, T. J. (1992). Nonstationary and level shifts with an application to purchasing power parity. *Journal of Business and Economic Statistics*, 10(3):301–320.
- Pesaran, M. H. & Pesaran, B. (1997). *Working with Microfir 4.0: Interactive Econometric Analysis*. Oxford University Press. Windows version.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (1999). Structural analysis of vector error correction models with exogenous I(1) variables. Outubro, 46 pp., citado em 07/04/2000. Disponível em URL: <http://www.econ.cam.ac.uk/faculty/pesaran/pss2.pdf>. Versão revista do DAE WP 9706 de 1997, University of Cambridge e atualmente publicado no *Journal of Econometrics*, 97(2), 2000, 293–343.
- Phelps, E. S. (1967). Phillips curves, expectations of inflation and optimal unemployment over time. *Economica*, 34:254–81. Reimpresso in Phelps, E. S. (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. *Economica*, 25(100):283–299.
- Rahbek, A. & Mosconi, R. (1999). Cointegration rank inference with stationary regressors in VAR models. *Econometrics Journal*, 2:76–91.
- Roberts, J. M. (1995). New-Keynesian economics and the Phillips curve. *Journal of Money, Credit and Banking*, 27(4):975–984.
- Rosa, A. S. (2002). *Os Determinantes Da Inflação: Aplicação Ao Caso Português*. PhD thesis, Universidade de Évora.
- Rosa, A. S. (2003). Inflação portuguesa: Pelos custos ou monetária? *Economia e Sociologia*, 75:135–159.
- Samuelson, P. & Solow, R. (1960). Problem of achieving and maintaining a stable price level: Analytical aspects of anti-inflation policy. *American Economic Review*, 50(2):177–194.
- Santos, J. (1992). Budget deficits and inflation: Portugal and the other EC high debt countries. *Estudos de Economia*, 12(3):245–253.
- Séries (1999). 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.

## Apêndice

### Gráficos das Variáveis

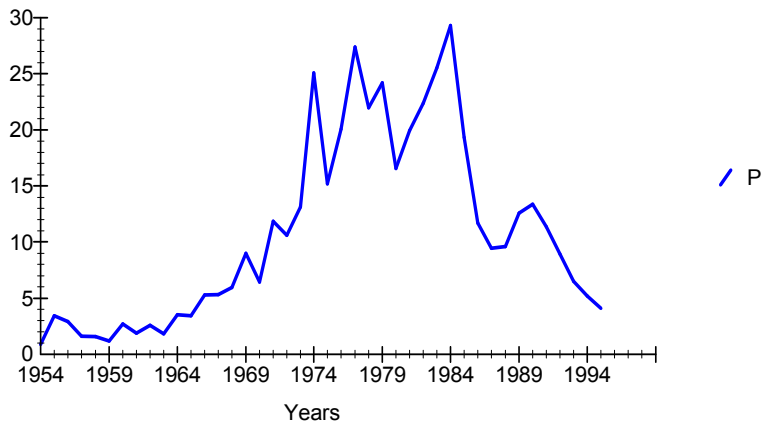


Fig. 1. Taxa de inflação

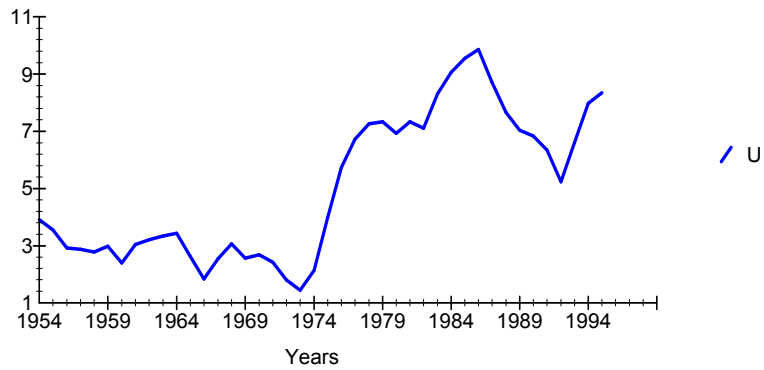


Fig. 2. Taxa de desemprego (sentido lato)

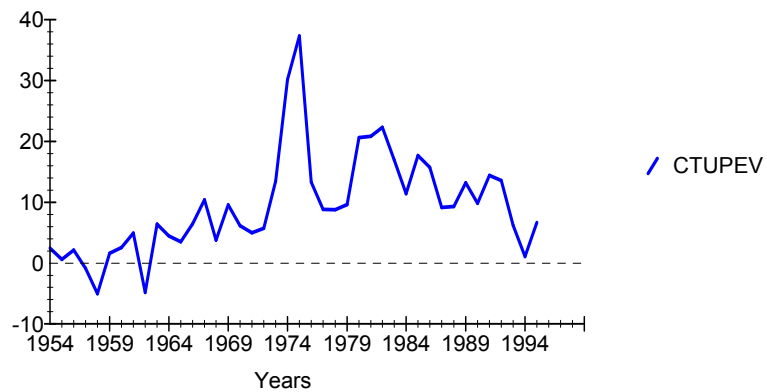


Fig. 3. Taxas de variação dos custos unitários de trabalho das empresas

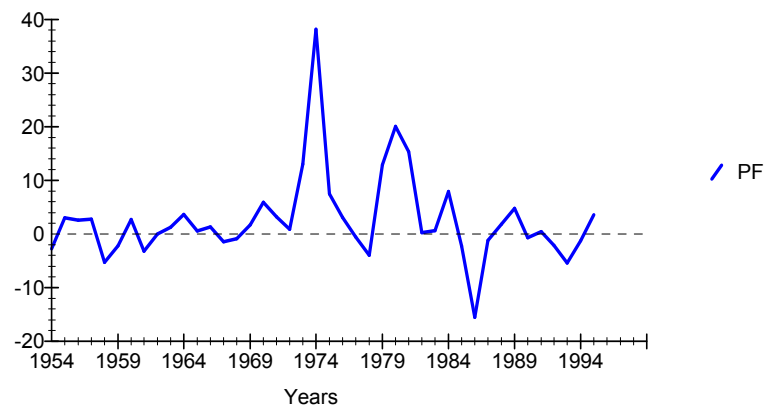


Fig. 4. Taxa de inflação implícita nas importações em moeda externa

Tabela A.1  
 Teste sobre a existência de duas raízes unitárias  
 (Modelo com constante, Dados anuais: 1954-1995)

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

Fonte: Cálculos efetuados no programa *RATS*, *version 4.31*,  
 exceto teste LM(1) elaborado no *Microfit 4.0*

Tabela A.2  
 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)
U	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]
P	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]
CTUPEV	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]
PF	1 (CT)	0	-4.0229 <sup>b</sup>	8.1044 <sup>b</sup>	-	-0.1610	1.3396	2.4627[.125]	3.0103[.556]
	2 (C)	0	-4.0740 <sup>a</sup>	-8.3072 <sup>a</sup>	-	1.3566	[.873]	2.5592[.118]	2.9995[.558]
	3	0	-3.8039 <sup>a</sup>	-	-	-	[.183]	1.7010[.200]	3.2652[.514]

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

Fonte: Cálculos efetuados no programa *RATS*, *version 4.31*,  
 exceto teste LM(1) elaborado no *Microfit 4.0*

Tabela A.3  
 Teste de existência de uma raiz unitária: DF-GLS  
 Dados Anuais: 1954-1995 - No. observações utilizadas no teste: 29

Variáveis	Escolha $k$	$k^{(2)}$	DF-GLS	$k^{(2)}$	DF-GLS
U	$k$ ótimo (1)	1	-2,414	1	-1,408
	Min SC	1	-2,414	1	-1,408
	Min MAIC	2	-2,006	2	-1,127
P	$k$ ótimo (1)	11	-2,924 <sup>c</sup>	7	-1,328
	Min SC	1	-1,032	1	-1,016
	Min MAIC	4	-0,574	5	-0,910
CTUPEV	$k$ ótimo (1)	11	-1,541	11	-1,176
	Min SC	1	-3,103 <sup>c</sup>	1	-2,405
	Min MAIC	5	-1,073	5	-0,815
PF	$k$ ótimo (1)	0	-3,527 <sup>a</sup>	0	-3,403 <sup>a</sup>
	Min SC	1	-3,549 <sup>b</sup>	1	-3,373 <sup>a</sup>
	Min MAIC	6	-1,218	6	-1,138

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

<sup>c</sup>= significativo a 10%

(1)  $k$  ótimo escolhido de acordo com processo sequencial de NG e Perron (1995)

(2)  $k$  escolhido partindo de uma  $k$ -max = 12

Tabela A.4  
 Testes de existência de uma raiz unitária em séries com quebra estrutural  
 (com escolha endógena do ponto de quebra Tb)

Dados Anuais: 1954-1995

Séries	Método	Modelo IO						Modelo AO				
		Tb	k	Parâmetros estimados			t <sub>α=1</sub>	Tb	k	Parâmetros estimados*		t <sub>α=1</sub>
				θ̂(DU)	δ̂(DTb)	α̂				θ̂(DU)	α̂	
U	Min t <sub>α=1</sub>	1973	1	1.550 <sup>a</sup>	-1.047	0.696 <sup>a</sup>	-4.50 <sup>c</sup>	1972	1	4.012 <sup>a</sup>	0.707 <sup>a</sup>	-4.19
	Mint <sub>θ̂</sub>	1985	1	0.009	0.274	0.937 <sup>a</sup>	-1.07	1989	1	2.169 <sup>b</sup>	0.929 <sup>a</sup>	-1.56
	Maxt <sub>θ̂</sub>	1973	1	1.550 <sup>a</sup>	-1.047	0.696 <sup>a</sup>	<b>-4.50<sup>b</sup></b>	1975	1	4.705 <sup>a</sup>	0.582 <sup>a</sup>	<b>-3.73<sup>b</sup></b>
P	Mint <sub>α=1</sub>	1969	5	2.320	-4.014	0.756 <sup>a</sup>	-1.61	1983	0	1.338	0.842 <sup>a</sup>	-1.99
	Mint <sub>θ̂</sub>	1983	4	-5.704 <sup>a</sup>	6.527	0.974 <sup>a</sup>	-0.31	1989	5	-3.007	0.858	-1.44
	Maxt <sub>θ̂</sub>	1969	5	2.320	-4.014	0.756 <sup>a</sup>	-1.61	1970	5	12.316 <sup>a</sup>	0.859 <sup>a</sup>	-0.92
CTUPEV	Mint <sub>α=1</sub>	1971	1	8.054 <sup>a</sup>	-5.794	0.265	-4.42 <sup>c</sup>	1970	1	10.452 <sup>a</sup>	0.265	-4.46 <sup>c</sup>
	Mint <sub>θ̂</sub>	1975	5	-9.246 <sup>b</sup>	-14.22 <sup>c</sup>	1.453 <sup>a</sup>	1.36	1989	0	-0.929	0.683 <sup>a</sup>	-2.74
	Maxt <sub>θ̂</sub>	1971	1	8.054 <sup>a</sup>	-5.794	0.265	<b>-4.42<sup>b</sup></b>	1972	5	10.943 <sup>a</sup>	0.869 <sup>b</sup>	-0.39
PF	Mint <sub>α=1</sub>	1973	0	-0.269	33.352 <sup>a</sup>	0.286 <sup>b</sup>	<b>-6.25<sup>a</sup></b>	1973	0	2.464	0.284 <sup>b</sup>	<b>-6.29<sup>a</sup></b>
	Mint <sub>θ̂</sub>	1983	1	-4.877 <sup>c</sup>	9.088	0.167	<b>-4.61<sup>b</sup></b>	1984	0	-5.744 <sup>b</sup>	0.359 <sup>b</sup>	<b>-4.29<sup>b</sup></b>
	Maxt <sub>θ̂</sub>	1970	1	2.818	-2.531	0.218	<b>-4.32<sup>b</sup></b>	1969	1	3.868	0.217	<b>-4.40<sup>b</sup></b>

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

Nota: **negrito** significa que se rejeita a existência de uma raiz unitária pelo menos a 5%

\*Embora tenha colocado <sup>a</sup>, <sup>b</sup> ou <sup>c</sup> em α̂, não tem significado devido a modelo sem constante

Fonte: Cálculos efetuados no programa RATS, version 4.31

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

$$\mathbf{AO}: 1^\circ \text{passo: } y_t = \mu + \theta DU_t + \tilde{y}_t;$$

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

Tabela A.5  
 Testes de existência de uma raiz unitária em séries com quebra estrutural  
 (ponto de quebra Tb exógeno)

Dados Anuais: 1954-1995

Séries	Modelo IO						Modelo AO				
	Tb	k	Parâmetros estimados				Tb	k	Parâmetros estimados*		
			$\hat{\theta}(\text{DU})$	$\hat{\delta}(\text{DTb})$	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}=1}$			$\hat{\theta}(\text{DU})$	$\hat{\alpha}$	$t_{\hat{\alpha}=1}$
U	1975	1	1.770 <sup>a</sup>	-0.424	0.626 <sup>a</sup>	<b>-3.526<sup>b</sup></b>	1975	1	4.705 <sup>a</sup>	0.582 <sup>a</sup>	<b>-3.729<sup>b</sup></b>
P	1975	4	-3.851	7.096	1.085 <sup>a</sup>	0.492	1975	5	9.821 <sup>a</sup>	0.892 <sup>a</sup>	-0.656
CTUPEV	1975	5	9.246 <sup>b</sup>	14.222 <sup>c</sup>	1.453 <sup>a</sup>	1.364	1975	0	5.837 <sup>b</sup>	0.906 <sup>a</sup>	-0.671
PF	1975	1	-0.459	13.928	0.1266	<b>-4.198<sup>a</sup></b>	1975	1	-1.392	0.142	<b>-4.212<sup>a</sup></b>

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

Nota: **negrito** significa que se rejeita a existência de uma raiz unitária pelo menos a 5%

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

Fonte: Cálculos efetuados no programa *RATS*, *version 4.31*



Tabela A.6  
Seleção da ordem  $k$  do VAR

Modelo: CTUPEV P U; csumpf &amp; PF dum7475

Estatísticas multivariadas: <sup>31</sup>				
VAR( $k$ )		$k = 3$	$k = 2$	$k = 1$
Testes de autocorrelação				
LB(T/4)		$\chi^2(54)=76.313[0.02]$	$\chi^2(63)=81.990[0.05]$	$\chi^2(72)=92.538[0.05]$
LM(1)		$\chi^2(9)=14.023[0.12]$	$\chi^2(9)=8.027[0.53]$	$\chi^2(9)=11.392[0.25]$
LM(4)		$\chi^2(9)=2.343[0.98]$	$\chi^2(9)=4.042[0.91]$	$\chi^2(9)=7.201[0.62]$
Teste de normalidade <sup>32</sup>				
		$\chi^2(6)=7.185[0.30]$	$\chi^2(6)=5.770[0.45]$	$\chi^2(6)=13.648[0.03]$
Estatísticas univariadas: <sup>33</sup>				
Equação	Estatísticas			
VAR( $k$ )		$k = 3$	$k = 2$	$k = 1$
$\Delta$ CTUPEV	LM(1)	.19305[.660]	.2358E-4[.996]	.18567[.667]
	ARCH( $k$ )	1.6030[.659]	1.2493[.535]	.64548[.422]
	BJ(2)	.024884[.988]	.37822[.828]	1.4692[.480]
	SEE	3.6783	3.6786	4.1050
$\Delta$ U	LM(1)	.14781[.701]	.053381[.817]	7.2926[.007]
	ARCH( $k$ )	5.1256[.163]	5.6519[.059]*	2.3787[.123]
	BJ(2)	3.2333[.199]	2.3018[.316]	.64634[.724]
	SEE	.62465	.58695	.64900
$\Delta$ P	LM(1)	12.6541[.000]	1.8198[.177]	1.1005[.294]
	ARCH( $k$ )	2.1614[.540]	.34648[.841]	.081891[.775]
	BJ(2)	1.4652[.481]	1.9737[.373]	8.2935[.016]
	SEE	2.8483	3.0154	3.5849

\*  $F(2,26)=2.2033[.131]$  e segundo Marques (1998) a versão  $F$  é melhor em pequenas amostras, logo não poderemos rejeitar a ausência de heteroscedasticidade condicional autoregressiva.

Nota: Entre parêntesis retos –  $p$ -value. Veja Johansen (1996),p.20 e Peixe (1994),p.77.

<sup>32</sup> Calculadas pelo *Cats in Rats*, com  $dettrend=cimean$ : LM(1) e LM(4) são testes LM para 1a. e 4a. ordem de autocorrelação calculado pelo CATS usando uma regressão auxiliar proposta por Godfrey e LB(T/4) é o teste Ljung-Box (veja Hansen (1995),p.73)).

<sup>32</sup> Baseado em Doornik e Hansen (1994) e de acordo com Hansen e Juselius (1995).

<sup>33</sup> Calculadas pelo *Microfit 4.0*. Usamos sempre o período 1957-95. LM(1)= $\chi^2_{SC}(1)$ ; ARCH( $k$ )= $\chi^2_{ARCH}(k)$ ; BJ(2)= $\chi^2_N(2)$ ; SEE= desvio padrão da regressão. Veja Pesaran e Pesaran (1997),pp.86–87 e 116. A regressão de cada equação foi feita por OLS, considerando a matriz II sem restrições.

Tabela A.7  
Equações parcimoniosas de  $\Delta$ CTUPEV

Variável Dependente:  $\Delta$ CTUPEV

Método de Estimação: OLS

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

estimado no modelo: CTUPEV P; U csumPF &amp; U PF Dum7475

Equações/ 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]
Constante	-1.1730[.057]	-.93795[.148]	-.89382[.347]	-1.0798[.145]	-1.9402[.025]	-1.5965[164]
$\Delta$ U(-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(1,T-k-1)	.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(T2,T1-k)	-	1.3860[.287]	.88800[.556]	-	-	-
Cov(k,T1+T2-2k)	-	-	1.2905[.294]	-	-	-

Entre parêntesis retos - 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 efetuados no *Microfit 4.0*

Testes de Diagnóstico: O teste BJ é a versão LM que segue um  $\chi^2(2)$ . Os outros teste são a versão *F* cujos graus de liberdade 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-amostal (teste de previsão) ou segunda subamostra (teste de estabilidade, só possível com  $T_1 > k$  e  $T_2 > k$ )

Descrição dos testes de Diagnóstico:

**LM** – Estatística LM do teste de Godfrey(1978)<sup>34</sup> para testar a hipótese nula de ausência de autocorrelação.

**RESET** – Estatística do teste RESET de Ramsey(1969)<sup>35</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>36</sup>]

**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>37</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**).

## Fonte dos Dados

Variáveis utilizadas:

**P**= Taxa de inflação [calculada a partir do IPC anual para o Continente (sem habitação)]

Fonte: IPC fornecido gentilmente pelo INE, Direcção Regional do Alentejo, Portugal.

**U**= Taxa de desemprego (sentido lato)

Fonte: Séries Longas para a Economia Portuguesa, Banco de Portugal, 1999.

**CTUPEV**= Taxa de variação do CTUP das empresas, base VAB.

Fonte: Cálculos efectuados com base nas “Séries Longas..., 1999”

Fórmulas de cálculo:

$$CTUPEV = (CTUPE_t/CTUPE_{t-1}-1)*100$$

$$CTUPE = \text{Remunerações setor privado}/VAB_{pct} \text{ setor privado}$$

$$VAB_{pct} \text{ setor privado} = VAB_{pct} - \text{Rem SPA}_{pct}, p. SPC$$

$$\text{Rem SPA}_{pct}, p. SPC = \text{Rem SPA}/\text{Deflator SPC}(cp)$$

Siglas utilizadas:

CTUPE = Custo de trabalho por unidade produzida para a empresas, base VAB.

<sup>34</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>35</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>36</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.

<sup>37</sup> Engle (1982) – “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, **50**(4) Julho, 987–1007.

SPC(cp) = Serviços prestados à colectividade (componente pública) da rúbrica 9 da CAErev.1

Rem SPA<sub>pct</sub>, p. SPC = Remunerações do SPA a preços constantes, deflacionados pelo deflador de SPC(cp).

**PF**= Taxa de inflação implícita nas importações em moeda externa.

Cálculo: Partindo do princípio que a taxa de câmbio efetiva abrange os países donde importamos a maior parte de mercadorias, e como E representa a taxa de câmbio pelo incerto, isto é, o preço de uma unidade de moeda estrangeira em unidades de moeda nacional ( $M_d/M_f$ ) temos que:

$$IPF = IPM / IE \Leftrightarrow PF = (IPM/IE - 1) * 100$$

Siglas utilizadas: : IPM = índice de preços implícito nas importações

IE = índice de taxa de câmbio efetiva nominal pelo incerto.

Variáveis auxiliares para o cálculo de PF:

**E**= Taxa de câmbio efetiva nominal do escudo (pelo incerto; (-) significa apreciação ou valorização).

Fonte: Cálculos efectuados com base nos dados (ITCE) de Mateus (1998).

1954-59: Cálculos de Abel Mateus em relação à £, \$, FF e DM.

1960-95: Cálculos do BP em relação a 22 moedas, de acordo com Mateus (1998).

Fórmulas de cálculo:

$$TCE = (ITCE_t / ITCE_{t-1} - 1) * 100$$

$$E = [100 / (100 + TCE) - 1] * 100$$

Siglas utilizadas: ITCE = índice de taxa de câmbio efetiva nominal do Escudo pelo certo.

TCE= Taxa de câmbio efetiva nominal do Escudo pelo certo.

**PM**= Taxa de inflação implícita nas importações

Fonte: Cálculos efectuados com base nas “Séries Longas..., 1999”

Fórmulas de cálculo:

$$PM = (IBS_{pc} / IBS_{pct} - 1) * 100$$

IBS<sub>pc</sub> = Importações de bens e serviços a preços correntes

IBS<sub>pct</sub> = Importações de bens e serviços a preços constantes do ano anterior.