



UNIVERSIDADE DE ÉVORA

DEPARTAMENTO DE ECONOMIA



DOCUMENTO DE TRABALHO N.º 2005/17
October

Inflação e Défice Orçamental: Que Relação em 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. 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 wp.economia@uevora.pt

Abstract:

Os principais determinantes da variação da inflação no período 1954-95 parecem ser a inflação externa (ou a sua variação) e a variação da taxa de câmbio efectiva do escudo. Verifica-se uma relação de longo prazo entre a taxa de inflação e a taxa de variação dos custos unitários de trabalho quase unitária, mas a resposta da variação da inflação ao erro de equilíbrio entre a taxa de inflação e a variação dos custos unitários é lenta e quase insignificante ao passo que a resposta dos custos unitários de trabalho a esse desequilíbrio é rápida e significativa o que sugere que a direcção de causalidade é muito mais pronunciada da taxa de inflação para os custos de trabalho, do que ao contrário. Isto parece significar que os salários se ajustam imediatamente ao crescimento da inflação, enquanto a inflação se ajusta lentamente ao crescimento dos salários.

O saldo do Sector Público Administrativo em percentagem do PIB (*SPA*) não é significativo na relação de curto prazo, na equação da inflação, no entanto, é significativo na equação dos custos unitários de trabalho, o que pode implicar relação positiva indirecta entre a variação da inflação e o défice orçamental desfasado.

Keywords: Inflação, Saldo Orçamental, Raízes Unitárias, Cointegração

JEL Classification: C12, C13, C32, E24, E31

1. Introdução

A relação entre o défice orçamental e a taxa de inflação não é um facto estilizado. Na literatura económica existe pelo menos duas abordagens que procuram estabelecer teoricamente uma relação do défice para a inflação, embora mais recentemente alguns autores tenham chegado empiricamente à relação da inflação para o défice.

Numa abordagem, proposta por Sargent e Wallace (1981), assume-se que a autoridade fiscal toma as medidas sem ter em conta as políticas monetárias correntes ou futuras.¹ Assim, a autoridade monetária tem de tomar medidas restritivas no curto ou no longo prazo para combater a inflação. Uma política monetária restritiva implica um aumento da taxa de juro e a conseqüente redução do produto dessa economia, o que originará um aumento do défice *ceteris paribus* a política fiscal. A autoridade fiscal terá de financiar esse aumento do défice, quer por impressão de moeda, quer por endividamento. No primeiro caso implica um aumento da inflação.

Noutra abordagem, a inflação reduz o stock real da dívida pública, pelo que, o aumento da inflação será tolerado pelo público quando o défice é elevado, visto ser adverso ao aumento da carga fiscal, embora o aumento da inflação, nomeadamente a não antecipada, represente um imposto inflacionário.

Além disso, os défices orçamentais também representam uma procura adicional agregada o que originará um aumento da inflação pela procura.

A literatura económica tem apresentado pouca evidência empírica de défices orçamentais inflacionistas. Jorge Santos (1992), analisa seis países da CE, onde só três (incluindo Portugal), parecem apresentar défices inflacionistas. Carlos Vieira (2000), também analisa seis países da União Europeia (excluindo Portugal), onde parece existir mais evidência causal da inflação para o défice orçamental do que ao contrário.

O objectivo deste trabalho é analisar se o défice orçamental constitui um dos determinantes da inflação, inserido num modelo que procura os principais determinantes da inflação portuguesa na segunda metade do século XX, utilizando dados anuais para o período 1954-1995. Assim, no ponto dois propor-se-á um modelo explicativo da inflação, no ponto três apresentaremos os dados escolhidos e as razões que estiveram na base da sua escolha, no ponto quatro analisaremos o grau de estacionaridade das séries utilizadas, no ponto cinco estimaremos o modelo explicativo da inflação, proposto no ponto dois, pelo recurso à metodologia de cointegração,

¹ Isto não se pode fazer actualmente nos países da zona euro.

utilizando o método de Johansen para detectar relações de cointegração entre as séries não estacionárias e aplicando a metodologia de Rahbek e Mosconi (1999), a qual nos permite introduzir regressores estacionários no VAR de cointegração através da soma cumulativa e simultaneamente usar os testes traço ou máximo valor próprio, finalmente no sexto ponto apresentaremos as principais conclusões.

2. O Modelo Proposto

A construção de um modelo é sempre uma simplificação da realidade, dada a multiplicidade de variáveis que influenciam a inflação, entre elas, o aumento na remuneração dos factores produtivos, o acréscimo dos preços dos produtos importados, a variação do *stock* de moeda em circulação, a variação da taxa de câmbio, o défice orçamental, as expectativas inflacionistas e, o nível e/ou a variação do desemprego.

Com base na curva de Phillips, na teoria do *mark-up*, e na possibilidade do défice orçamental poder contribuir para acréscimo da inflação,² podemos propor o modelo:

$$\dot{P} = f\left(\overset{(+)}{\dot{W}} - \overset{(+)}{\dot{Q}}, \overset{(+)}{\dot{P}_M}, DEF\right) \quad [2.1]$$

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

$$\dot{P}_M \equiv \dot{P}_F + \dot{E} \quad [2.3]$$

A equação (2.1) contém a teoria do *mark-up* em que os preços são fixados pelas empresas pela adição de um *mark-up* aos custos marginais de produção. No entanto, quando o custo médio é constante, prova-se que o custo marginal é igual ao custo médio, de forma que os preços (P) serão dados por um *mark-up* acima dos custos médios (CM):

$$P = \theta CM, \quad \theta > 1 \quad [2.4]$$

Se o *mark-up* (θ) for constante, temos que a taxa de inflação (\dot{P}) será igual à taxa de variação dos custos médios. Os custos médios variarão de acordo com a variação salarial corrigida pela variação da produtividade ($\overset{(+)}{\dot{W}} - \overset{(+)}{\dot{Q}}$) que corresponde à variação dos custos unitários de trabalho e de acordo com a inflação importada em moeda interna ($\overset{(+)}{\dot{P}_M}$).³

² Veja Jorge Santos (1992) e Carlos Vieira (2000) sobre a relação inflação-défice orçamental.

³ Assume-se que os “outros custos médios” internos são constantes. Veja Agostinho Rosa (2000).

Além da inflação pelos custos, incluímos também em (2.1) o défice orçamental em percentagem do PIB (DEF). Na inclusão do défice orçamental, admite-se que o aumento do consumo público origina inflação pela procura, em virtude da propensão a consumir do governo ser maior que a propensão a consumir das famílias. Como há períodos em que o governo recorre a emissão monetária para financiar o seu défice, há possibilidade de correlação entre o défice orçamental e a variação do *stock* nominal de moeda corrigido pelo crescimento real do PIBpm. Assim, este artigo vem na sequência de Agostinho Rosa (2003) onde estudamos um modelo semelhante com o *stock* nominal de moeda corrigido pelo crescimento real do PIBpm ao invés do défice orçamental.

Os sinais entre parêntesis sobre as variáveis nas equações (2.1) e (2.2) corresponde aos sinais esperados para os coeficientes da relação.

A equação (2.2) corresponde à curva de Phillips aumentada com expectativas, considerando que o crescimento dos salários se relaciona positivamente com o crescimento da produtividade (\dot{Q}) de acordo com Burda e Wyplosz (1993, p. 245).

A equação (2.3) é uma identidade. A inflação externa (\dot{P}_F) mais a variação da taxa efectiva de câmbio pelo incerto (\dot{E})⁴ dá-nos a taxa de inflação implícita nas importações em termos de moeda nacional.

O objecto deste artigo é estimar a equação (2.1) onde substituiremos a variável \dot{P}_M por \dot{P}_F e \dot{E} de acordo com a equação (2.3) e assim procuraremos ver se o défice orçamental é inflacionista.

3. Os Dados

Usamos dados anuais cuja justificação em *termos teóricos* é dada por Campbell e Perron (1991, p. 153), quer devido à análise de estacionaridade exigir um período temporal longo, quer pelo facto de procedimentos de ajustamento sazonal, muitas vezes criarem enviesamento no sentido de não rejeição da raiz unitária, em dados trimestrais. Em *termos práticos*, põe-se a dificuldade em obter todas as variáveis em termos trimestrais de uma forma compatível para o estudo desejado no período considerado. No entanto, esta opção também não está isenta de problemas, pois a maioria das séries compatíveis disponíveis terminam em 1995 e após 1995 não apresentam um número de observações suficientemente longo como seria desejável para um estudo econométrico,

⁴ Taxa efectiva de câmbio pelo incerto significa em termos de moeda nacional, pelo que $\dot{E} > 0 \Leftrightarrow$ desvalorização.

pelo que optámos por estudar o período 1954-95.⁵ Como anteriormente formulámos o modelo com base em taxas de variação, optámos por transformar os dados anuais disponíveis em taxas de variação.⁶ Alguns autores opinam que a modelização seria mais rica se utilizássemos os dados originais, mas optámos por taxas de variação porque a variável que pretendemos explicar (a taxa de inflação) é geralmente I(1), o que implica que o índice de preços no consumidor (IPC) será I(2), e a modelização com variáveis I(2) não faz parte do nosso objecto de estudo. Assim seleccionámos sete variáveis anuais para o período 1954-95, as quais vamos enumerar, apresentando entre parêntesis rectos a sua equivalência aproximada com as variáveis do modelo teórico proposto anteriormente: 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 [$\dot{W} - \dot{Q}$]; PM , taxa de inflação implícita nas importações [\dot{P}_M]; E , taxa de câmbio efectiva nominal do Escudo pelo incerto [\dot{E}]; PF , taxa de inflação implícita nas importações em moeda externa [\dot{P}_F]; SPA , peso do saldo do Sector Público Administrativo no PIBpm(pc) [$-DEF$];

Seleccionadas as variáveis vamos estudar a sua estacionaridade, pois a metodologia econométrica a adoptar na estimação do modelo formulado na equação (2.1) depende do grau de estacionaridade das séries temporais.

A inspecção visual⁷ aponta para a estacionaridade da inflação externa (PF) 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 correspondente à revolução de Abril. O peso saldo do Sector Público Administrativo no PIB também parece sofrer uma quebra de estrutura nas proximidades da revolução de Abril (entre 1972 e 1974). Relativamente às outras variáveis, a inspecção visual não é conclusiva em termos de estacionaridade, não obstante a taxa de inflação parecer I(1) como se espera pelos estudos que vários autores têm realizado.⁸ Há que salientar que também a taxa de câmbio é praticamente constante

⁵ A fonte dos dados são cálculos efectuados com base nas *Séries Longas para a Economia Portuguesa* (1999) elaboradas pelo Banco de Portugal, que terminam em 1995, com excepção de P (cuja fonte é o IPC anual para o Continente sem habitação, elaborado pelo INE) e da taxa de câmbio (cuja fonte são os dados estatísticos de Abel Mateus (1998)).

⁶ Com excepção das variáveis SPA e U que são taxas de estrutura.

⁷ Veja Figs. 1 a 6 em Anexo.

⁸ Veja por exemplo Cruz e Lopes (1999, p. 248).

até 1974 devido ao regime de taxas de câmbio de paridade fixa,⁹ e tem dois picos muito elevados (1977, 1983) justificados pelo facto de recorrermos fortemente à desvalorização do Escudo para nos tornarmos mais competitivos em períodos de elevado défice da Balança de Transacções Correntes.¹⁰

4. Análise de Estacionaridade dos Dados

A inspecção visual sugere a inexistência de tendência linear nas variáveis seleccionadas, no entanto vamos proceder como se não soubéssemos à partida se deveríamos ou não incluir tendência nos modelos a utilizar para testar a hipótese nula de existência de uma raiz unitária. No teste sobre a existência de duas raízes unitárias, como utilizamos as primeiras diferenças das variáveis, basta-nos fazer o teste sobre o modelo com constante, porque a inspecção visual das primeiras diferenças das variáveis seleccionadas indicam claramente a inexistência de qualquer tendência linear.

Assim, 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

O teste de Dickey e Pantula (1987) permite rejeitar a hipótese nula $H_0: I(2)$ contra $I(1)$, em todas as variáveis estudadas ao nível de significância de 1%, como podemos ver no Quadro I do Anexo (1º passo). Este teste baseia-se 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: $H_0: \rho_1 - 1 = \rho_2 - 1 = 0$ contra $H_a: \rho_1 - 1 = 0, (\rho_2 - 1) < 0$. Para realizar este teste recorre-se ao rácio t de $(\hat{\rho}_2 - 1)$ na regressão:

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

⁹ Veja Botas e Sousa (1995, p. 14).

¹⁰ Note que estes dois anos antecedem acordos com o FMI para financiar o défice da BTC que tinha atingido também dois picos.

usando os valores críticos da tabela Dickey-Fuller (Fuller, 1976).¹¹ 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: $H_0: \rho_1 - 1 = 0$ ($\rho_2 - 1 < 0$) contra $H_a: \rho_1 - 1 < 0$, ($\rho_2 - 1 < 0$), 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 $k_{\max} = 5$ e removendo sequencialmente o último *lag* se insignificante ao nível de 5% até obter um *lag* significativo na equação 4.1.

Os testes LM e Q de Ljung-Box asseguram a ausência de autocorrelação residual.

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.¹² 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 $k_{\max} = 6$ 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:

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

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

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

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 Φ_3 e Φ_1 e individuais $\tau_{\beta\tau}$, $\tau_{\mu\tau}$, $\tau_{\mu\mu}$ de Dickey e Fuller (1981) para averiguar da

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

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

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 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) não podemos rejeitar a tendência nula conforme previsto na inspecção visual, excepto para a variável SPA. Apesar deste resultado discordamos que SPA tenha tendência, em termos de inspecção visual. Devido a esta discordância iniciámos a selecção de k num modelo com constante e a variável SPA apresenta-se como variável I(1) [Quadro II - Variável SPA(1)]. Pensamos que este comportamento estranho de SPA se deve à quebra de estrutura prevista por inspecção visual, por isso vamos analisá-la seguidamente.

A partir dos resultados do Quadro II concluímos que P , $CTUPEV$ e U são I(1) e PF , E e SPA são I(0).¹³ 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 T_b

A hipótese de quebra de estrutura por variação de média no peso do saldo do Sector Público Administrativo no PIB (SPA) e na taxa de desemprego (U) leva-nos a utilizar os testes propostos por Perron e Vogelsang (1992). O ponto de quebra de estrutura (T_b) é seleccionado endogenamente por dois processos: primeiro, pela minimização da estatística t para testar $\alpha=1$ [$\text{Min } t_{\hat{\alpha}=1}$], onde α 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 θ é o coeficiente de DU_t que representa a

¹³ Embora a variável SPA se apresente como I(1) no Quadro II – Última linha [SPA(1)].

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 T_b 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, tanto da taxa de desemprego (de 1973 a 1975), como da variável SPA (de 1972 a 1974)¹⁴. Isto denota aumento da média de U gradualmente a partir de 1973 ou instantaneamente em 1975, sendo este último ano o mais provável para a quebra de acordo com Cruz e Lopes(99); o mesmo se passa com a média de SPA de 1972 a 1974.

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, pelo que devemos considerar estas duas variáveis como $I(1)$ no modelo de inflação a estimar, investigando a possibilidade de existência de relações de cointegração entre elas. As outras variáveis, embora com algumas dúvidas, praticamente todas se podem considerar $I(0)$, duas delas (U e SPA) com quebra estrutural (alteração da média) de acordo com os testes de Perron e Vogelsang (1992).

¹⁴ Note que o primeiro ponto de quebra corresponde ao modelo IO e o segundo ao modelo AO.

5. Estimação do Modelo Explicativo da Inflação

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),¹⁵ e assim podemos usar os valores críticos dos testes traço ou máximo valor próprio de, entre outros autores, Pesaran, Shin e Smith(1999).¹⁶ Primeiro, como temos variáveis exógenas o modelo VAR de cointegração a utilizar corresponde ao modelo condicional:¹⁷

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

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 Π_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 α_y é uma matriz ($N_y \times r$) e β uma matriz ($N \times r$) de r vectores cointegrantes.

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

$$H_0: R [\Pi_y] = r, \quad r = 0, \dots, N_y; \quad [5.2]$$

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:¹⁸

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):

¹⁵ Depois fazem-se testes para eliminar essas variáveis dos vectores cointegrantes, se possível.

¹⁶ Daqui em diante referido como PSS(99).

¹⁷ 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 (α e β) apenas por recurso ao modelo condicional [veja PSS(99)].

¹⁸ 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).

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

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):

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

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 ΔZ_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 (2.1).

5.1 Estimação do Modelo de Longo Prazo

Vamos tentar estimar o modelo $P=f(\text{CTUPEV}, \text{PF}, \text{E}, \text{SPA})$, correspondente à equação 2.1 onde temos duas variáveis $I(1)$ (P e CTUPEV) e três variáveis $I(0)$ (PF , E e SPA). Aplicaremos a Metodologia de Rahbek e Mosconi(1999) introduzindo a soma cumulativa das variáveis $I(0)$ na relação de cointegração e depois testaremos a sua exclusão dessa relação pelo teste de rácio de verosimilhança. Assim, vamos representar o modelo a estudar por:

$$P \text{ CTUPEV}; \text{ csumPF csumE csumSPA} \ \& \ \text{PF E SPA}$$

o que significa duas variáveis I(1) endógenas (P , $CTUPEV$) e três variáveis I(1) exógenas ($csumPF$, $csumE$, $csumSPA$) correspondentes às três variáveis I(0) (PF , E , SPA), as quais entram no modelo de curto prazo. Como usamos a variável SPA e não a variável DEF como na equação 2.1, o sinal esperado na relação entre P e SPA será negativo, isto é, quando o déficit orçamental aumenta, o saldo orçamental diminui e espera-se que a inflação aumente.

Em termos de ordem k do VAR seleccionámos 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). Embora as estatísticas multivariadas apontassem para $k=1$, as estatísticas univariadas, a análise do teste "adjusted LR" do VAR(k) contra o VAR($k+1$) e os critérios de selecção AIC e SBC no VAR irrestrito permitem escolher o VAR(2), pelo que optámos pela escolha do VAR(2). Com $k=2$, qualquer que seja o modelo do método de Johansen em termos dos termos determinísticos, não podemos rejeitar a existência de um vector cointegrante pelo teste do traço, pelo que procedemos à escolha do melhor modelo VAR(2) de cointegração de acordo com os termos determinísticos considerando $r=1$, e seguindo a metodologia de PSS(99), onde embora estatisticamente não possamos rejeitar o modelo I, optámos teoricamente por escolher o modelo II, aliás como fizemos em Agostinho Rosa (2003), por recomendação de Pesaran e Pesaran (97). Dado o VAR(2), modelo II, confirma-se que não podemos rejeitar a existência de um vector cointegrante, quer pelo teste do traço, quer pelo teste do máximo valor próprio e os critérios de selecção SBC e HQC também seleccionam o modelo com $r=1$. O vector normalizado em relação a P (e identificado) sem restrições com $X'_t = [P \ CTUPEV \ csumPF \ csumE \ csumSPA \ 1]$ é dado por:

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1 & -1.0140 & 0.0095661 & 0.032547 & 0.050807 & -1.1822 \\ & (0.42054) & (0.14875) & (0.08681) & (0.13847) & (1.2732) \end{bmatrix}$$

onde o desvio padrão (valores entre parêntesis curvos) das variáveis cumulativas é relativamente elevado sugerindo a sua não significância na relação de longo prazo. Testada a hipótese $H01: \beta_3=\beta_4=\beta_5=0$, não a podemos rejeitar pelo teste de rácio de verosimilhança com $\chi^2(3) = 0.75075$ [.861]. Também não podemos rejeitar o teste conjunto de $H01$ e $Inpt=0$ (hipótese $H02: \beta_3=\beta_4=\beta_5=\beta_6=0$), cujo rácio de verosimilhança

segue o $\chi^2(4) = 1.1709$ [.883] e onde o coeficiente de CTUPEV é próximo do simétrico do coeficiente de P, pelo que testámos a hipótese $\beta_2 = -\beta_1$, quer individualmente, quer em conjunto com H02 (hipótese H03). Como não podemos rejeitar H03: $\beta_3=\beta_4=\beta_5=\beta_6=0 \wedge \beta_2 = -\beta_1$ cujo $\chi^2(5) = 1.2034$ [.945], podemos concluir que a melhor relação de longo prazo é $P = CTUPEV$ e assim vamos utilizar o vector:¹⁹

$$\beta' = [1 \quad -1 \quad 0 \quad 0 \quad 0 \quad 0]$$

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:

1) Equação de DP: (período 1956-1995)

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & -0.20451\Delta P_{t-1} - 0.17822\Delta CTUPEV_{t-1} - 0.097571PF_{t-1} - 0.27359E_{t-1} \\ & [0.165] \quad [0.057] \quad [0.205] \quad [0.049] \\ & + 0.02052SPA_{t-1} - 0.18114ECM1_{t-1} + 0.35349PF + 0.38679E + 0.29547SPA \\ & [0.933] \quad [0.129] \quad [0.000] \quad [0.001] \quad [0.253] \end{aligned}$$

T = 40[1956-1995]; $\bar{R}^2 = 0.68$; SEE = 2.4021; DW = 1.9795;

LM(1, 30) = 0.0019043[.965]; RESET(1, 30) = 0.92748[.343]

BJ(2) = 0.74737[.688]; HET(1, 38) = 0.53412[.469];

ARCH(2, 29) = 0.58389[.564]

2) Equação de DCTUPEV: (período 1956-1995)

$$\begin{aligned} \Delta CTUPEV_t = & 0.15766\Delta P_{t-1} + 0.14743\Delta CTUPEV_{t-1} + 0.092386PF_{t-1} - 0.55129E_{t-1} \\ & [0.439] \quad [0.247] \quad [0.383] \quad [0.006] \\ & - 0.92074SPA_{t-1} + 0.97806ECM1_{t-1} + 0.31317PF - 0.16218E + 0.47061SPA \\ & [0.010] \quad [0.000] \quad [0.000] \quad [0.252] \quad [0.190] \end{aligned}$$

T = 40[1956-1995]; $\bar{R}^2 = 0.76$; SEE = 3.3264; DW = 2.1435;

LM(1, 30) = 0.51907[.477]; RESET(1, 30) = 0.027072[.870]

BJ(2) = 0.55054[.759]; HET(1, 38) = 0.41492[.523];

ARCH(2, 29) = 0.13325[.876]

¹⁹ Corresponde ao modelo I de PSS(99).

Pela análise destas equações verifica-se que a **variação da inflação** se relaciona positiva e significativamente ao nível de 1% com a inflação externa e a variação da taxa de câmbio conforme esperado, negativamente a 5 % com E_{t-1} o que significa que a DP se relaciona positivamente com DE , e negativamente ao nível de 6% com $DCTUPEV_{t-1}$ cuja hipótese de explicação 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 ΔP com $CTUPEV_{t-2}$ tenha um coeficiente maior que a relação positiva de ΔP com $CTUPEV_{t-1}$ para que a relação positiva de ΔP 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).

A relação de DP com o erro de equilíbrio de longo prazo ($P - CTUPEV$),²⁰ apresenta o sinal esperado mas não é significativa neste modelo inicial ao contrário do que acontece em Rosa(2003),²¹ o que reforça a exogeneidade fraca da taxa de inflação neste modelo. A relação entre ΔP e SPA não tem o sinal esperado, nem é significativa.

A **variação de CTUPEV** relaciona-se positiva e significativamente a 1% com o erro de equilíbrio com um coeficiente praticamente igual a 1. De qualquer forma isto significa que a $\Delta CTUPEV$ responde rápida e significativamente ao crescimento dos preços superior ao crescimento dos custos unitários de trabalho no período anterior o que se pode explicar pelo facto de existir pressão sindical para aumentar os salários no sentido de repor o poder de compra no período seguinte. A $\Delta CTUPEV$ também se relaciona significativa e positivamente a 1% com PF e negativamente a 1% com E_{t-1} cuja explicação é a de que PF pode funcionar como expectativas inflacionistas e E_{t-1} é *proxy* para ΔU_{t-1} .²² A relação negativa e significativa a 1% entre $\Delta CTUPEV_t$ e SPA_{t-1} carece de explicação: como a relação negativa com SPA_{t-1} significa relação positiva com o peso do défice orçamental no PIB, isto pode significar que **o défice elevado no período anterior aumenta as expectativas inflacionistas** levando os sindicatos a reivindicar aumento salarial. Neste caso, podemos dizer que indirectamente o SPA pode

²⁰ Relação designada por *ECM1*.

²¹ Devemos ter contudo em conta que o *ECM1* é ligeiramente diferente do do modelo de Rosa (2003), logo não comparável.

²² Como vimos na estimação do modelo curva de Phillips (equação 2.2). Veja Agostinho Rosa (2004).

influenciar a inflação via $\Delta CTUPEV$,²³ no entanto necessitamos que $ECM1$ seja significativo na equação de ΔP . Assim, indirectamente o défice orçamental poderá ter influência positiva sobre a inflação via custos, em vez de ser pela via da procura como se supunha à partida no modelo (ponto 2).

Em ambas as equações os **testes diagnósticos** indicam que os resíduos não estão autocorrelacionados, são homocedásticos, normais e não podemos rejeitar a correcta especificação do modelo. Também se exclui a heterocedasticidade condicional autorregressiva até à 2ª ordem.

Em ambas as equações, com excepção de 1987 na equação de ΔP , todos os resíduos se encontram dentro das bandas de duplo desvio padrão. Os testes CUSUM e CUSUMSQ relativamente à estabilidade estrutural também não cruzam nenhuma das barras significativas a 5%, pelo que não permitem detectar mudanças significativas dos coeficientes estimados.

Com o objectivo de obter um modelo parcimonioso retirámos da equação de ΔP todos os coeficientes não significativos ao nível de 10% pela aplicação do teste Wald sobre a nulidade conjunta dos seus coeficientes. O teste Wald não permitiu rejeitar todas as variáveis não significativas, pelo que após várias tentativas, mantivemos PF_{t-1} e $ECM1_{t-1}$ na regressão de ΔP , apesar da sua não significância na regressão inicial.

Como E_{t-1} e E têm coeficientes simétricos de valor absoluto quase idêntico optámos por estimar a equação com ΔE em substituição de E e E_{t-1} , mas não fizemos o mesmo para PF e PF_{t-1} porque tem coeficientes de valor absoluto diferente.

Ao estimar a equação parcimoniosa (equação DPB1-Quadro IV em Anexo) a inflação externa (PF), a inflação externa desfasada (PF_{t-1}) e a variação da taxa de câmbio (ΔE) são significativas a 1%, $ECM1_{t-1}$ torna-se significativa a 3% e $\Delta CTUPEV_{t-1}$ é significativa a 10%. Reestimada a equação anterior para o período 1956-88 (equação DPB2), não podemos rejeitar a capacidade preditiva pós-1988 nem a estabilidade estrutural antes e após 1988, usando os testes de Chow(1960);

A introdução de *dummies*²⁴ (equações DPB3 a DPB5) permite verificar que só três são significativas ($Dum87$, $Dum80$ e SME), as quais contribuem para baixar a inflação. Por outro lado, com a introdução das *dummies*, o ECM_{t-1} torna-se significativo a 1%. O

²³ Aumento do *SPA* implicaria diminuição do *DCTUPEV*, que por sua vez diminuiria a inflação.

²⁴ *Dum74* (valor 1 em 1974 – 1º choque petrolífero e Revolução Abril), *Dum79* (valor 1 em 1979 – 2º choque petrolífero), *Dum80* (valor 1 em 1980 – Valorização do Escudo), *Dum87* (valor 1 em 1987 – Conjuntura externa favorável), *EN* (valor 1 até 1973 – Estado Novo), *CEE* (valor 1 após 1986-Adesão à CEE), *SME* (valor 1 após 1992-Adesão ao MTC do SME).

modelo parcimonioso com as três *dummies* conjuntamente (equação DPB5) implica que quase todas as variáveis são significativas a 1%. Nota-se que a introdução das *dummies* Dum80 e SME têm forte impacto sobre a diminuição do coeficiente de ΔE o que era de esperar, pois a primeira diz respeito à valorização do Escudo e a segunda ao período pós-entrada no Mecanismo de Taxas de Câmbio do Sistema Monetário Europeu que obrigou a realinhamentos da moeda para se manter no referido Sistema.

Devemos notar que a *dummy* SME também altera o coeficiente de $ECM1_{t-1}$ de cerca de 0.22 para 0.27, mas a estimativa parcimoniosa sem *dummies* dá um $ECM1_{t-1}$ com coeficiente próximo do estimado no modelo original.

A estimação da equação de ΔP para o período 1974-95 sem *dummies* (equação DPB6) implica diminuição do valor absoluto dos coeficientes de $\Delta CTUPEV_{t-1}$ e de $ECM1_{t-1}$, os quais se tornam não significativos. Em contrapartida o coeficiente de ΔE aumenta. No entanto, a eliminação das variáveis não significativas (equação DPB7) implica problemas de heteroscedasticidade condicional autorregressiva, pelo que optámos pelo estudo incluindo estas duas variáveis: considerando a subamostra 1974-1988 não podemos rejeitar a capacidade preditiva pós-1988 nem a estabilidade estrutural antes e após 1988 (equação DPB8).

As *dummies* Dum80, Dum87 e SME continuam significativas no período 1974-95 e tornam o $ECM1_{t-1}$ significativo a 10% (Dum80 + Dum87 na equação DPB10), ou mesmo a 5% (as três *dummies* na equação DPB11), mas $\Delta CTUPEV_{t-1}$ continua sempre não significativo neste período. Na equação DPB11 nota-se aumento do valor absoluto dos coeficientes de PF, PF_{t-1} , ΔE e Dum87 em detrimento do valor absoluto de ECM_{t-1} e nomeadamente de $\Delta CTUPEV_{t-1}$. Esta tendência também se verificava em Agostinho Rosa (2003), o que salienta o aumento da importância da inflação externa e variação da taxa de câmbio na inflação interna com a abertura da economia portuguesa ao exterior no pós-25 de Abril de 1974 e medidas tomadas no sentido de aumentar a competitividade no mercado externo (desvalorização do Escudo).

O facto de no modelo parcimonioso, o $ECM1_{t-1}$ ser significativo permite-nos apoiar a possibilidade de a relação negativa entre $\Delta CTUPEV_t$ e SPA_{t-1} poder influenciar indirectamente a inflação tal como sugerimos anteriormente. Haveria relação positiva entre a inflação e o défice orçamental, embora com 2 períodos de desfasamento: a diminuição de SPA (aumento do défice orçamental) no período $t-2$ implica aumento de

$DCTUPEV_{t-1}$ pela equação de $DCTUPEV$, ficando possivelmente $P_{t-1} < CTUPEV_{t-1}$, (isto é $ECMI_{t-1} < 0$) o que gera um aumento de DP_t pela equação de DP .

6. Conclusões Finais

Os principais determinantes da variação da inflação no período 1954-95 parecem ser a inflação externa (ou a sua variação) e a variação da taxa de câmbio efectiva do escudo. Verifica-se uma relação de longo prazo entre a taxa de inflação e a taxa de variação dos custos unitários de trabalho quase unitária, mas a resposta da variação da inflação ao erro de equilíbrio entre a taxa de inflação e a variação dos custos unitários é lenta e quase insignificante ao passo que a resposta dos custos unitários de trabalho a esse desequilíbrio é rápida e significativa o que sugere que a direcção de causalidade é muito mais pronunciada da taxa de inflação para os custos de trabalho, do que ao contrário. Isto parece significar que os salários se ajustam imediatamente ao crescimento da inflação, enquanto a inflação se ajusta lentamente ao crescimento dos salários.

O saldo do Sector Público Administrativo em percentagem do PIB (SPA) não é significativo na relação de curto prazo, na equação da inflação, no entanto, é significativo na equação dos custos unitários de trabalho, o que pode implicar relação positiva indirecta entre a variação da inflação e o défice orçamental desfasado.

A comparação dos nossos resultados com os de outros autores, permite-nos verificar que as nossas conclusões não são muito diferentes das da maioria dos autores que fizeram estudos para as décadas de setenta e oitenta, não obstante a diferente metodologia, o que significa que aquele subperíodo influencia fortemente as nossas conclusões. Relativamente à relação défice orçamental – inflação, Jorge Santos (1992) conclui que o défice orçamental parece ser inflacionista, mas só em 50% dos países analisados, entre eles Portugal, e Carlos Vieira (2000) conclui que há pouco suporte para que os défices orçamentais tenham contribuído para inflação na maioria dos países europeus,²⁵ daí não estranhámos a nossa conclusão sobre a não influência do défice orçamental sobre a variação da inflação.

²⁵ Há mais evidência para que no seu modelo a inflação tenha contribuído para défices.

Referências

- 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.
- BOTAS, Susana e Miguel Rocha de SOUSA (1995) - "PPP in the Long Run - A Cointegration Approach: The Portuguese Case from 1891 to 1992", *Economia*, 19(2), Maio, 3-31.
- 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 Wayne A. FULLER (1981) - "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, 49(4), 1057-1072.
- 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.
- 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).
- 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.
- MATEUS, Abel (1998) - *Economia Portuguesa: Desde 1910*, Editorial Verbo, 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).
- RAHBK, Anders e Rocco MOSCONI (1999) - "Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models", *Econometrics Journal*, 2, 76-91.
- ROSA, Agostinho (2000) - "Uma Análise Teórica da Curva de Phillips", in *Homenagem ao Prof. Augusto da Silva*, Dep. Sociologia/Universidade de Évora, Évora, 21-29.
- 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.
- ROSA, Agostinho S. (2004) – “Uma Estimacão da Curva de Phillips para Portugal”, Documento de Trabalho 2004/08, (em linha), Universidade de Évora, Departamento de Economia. Disponível em URL: www.decon.uevora.pt.
- SANTOS, Jorge (1992) - "Budget Deficits and Inflation: Portugal and the Other EC High Debt Countries", *Estudos de Economia*, 12(3), Abr./Jun., 245-253.
- SARGENT, Thomas e Neil Wallace (1981) – “ Some Unpleasant Monetarist Arithmetic”, Federal reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, Fall, 1-17. Disponível em URL: <http://minneapolisfed.org/research/qr>.
- 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]
- VIEIRA, Carlos (2000) - "Are Fiscal Deficits Inflationary? Evidence for the EU", *mimeo*, Loughborough University e Universidade de Évora [apresentado na 5ª Conf. SPIE, Faculdade de Economia da Universidade do Porto].

ANEXO

Gráficos das Variáveis

Fig. 1 - Taxa de inflação

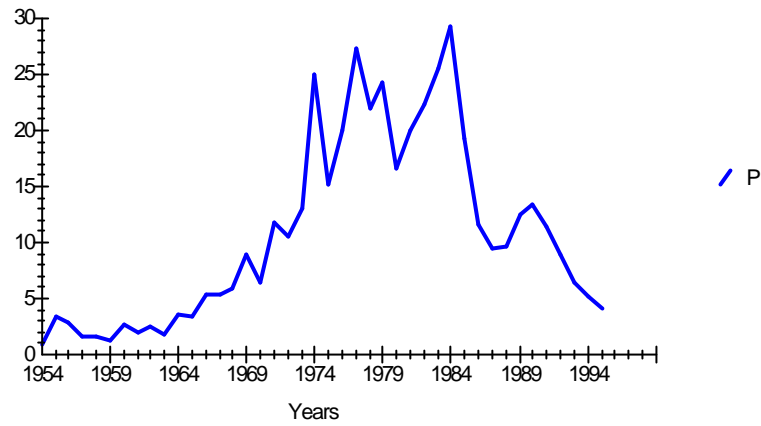


Fig. 2 - Taxa de desemprego (sentido lato)

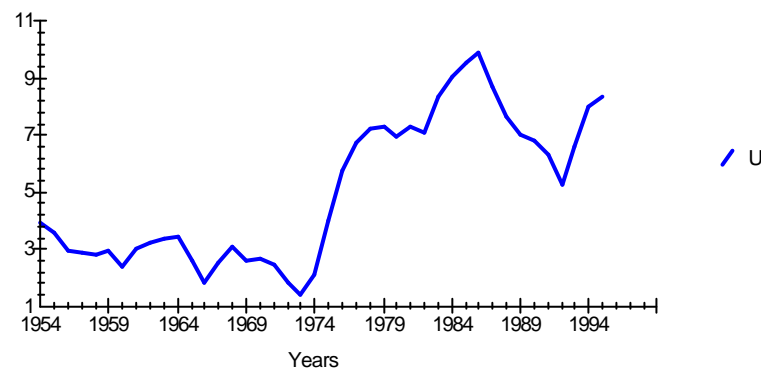


Fig. 3 - Taxas de variação dos custos unitários de trabalho das empresas

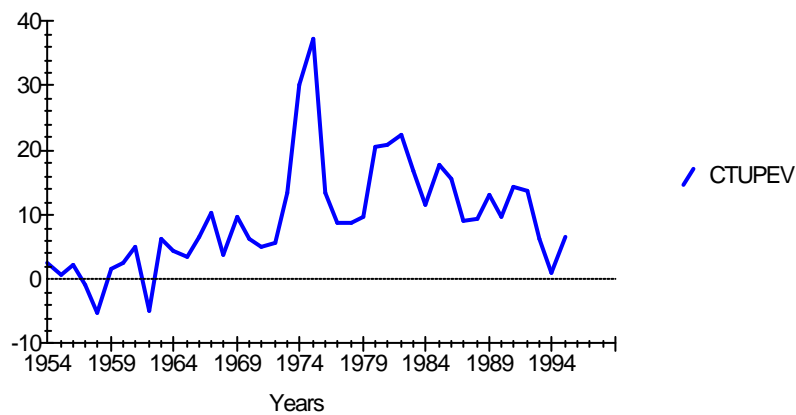


Fig. 4 - Peso do Saldo do Sector Público Administrativo no PIBpm(pc)

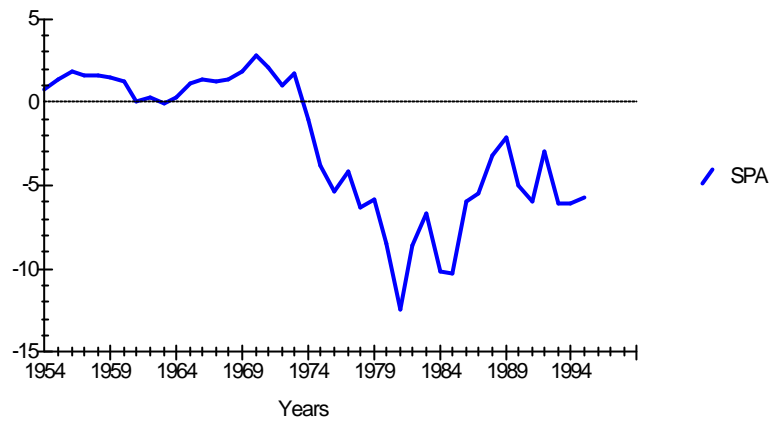


Fig. 5 - Taxa de câmbio efectiva nominal do Escudo (pelo incerto)

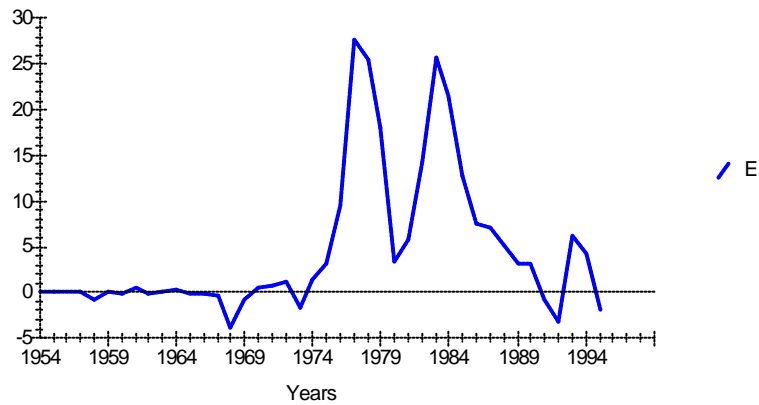
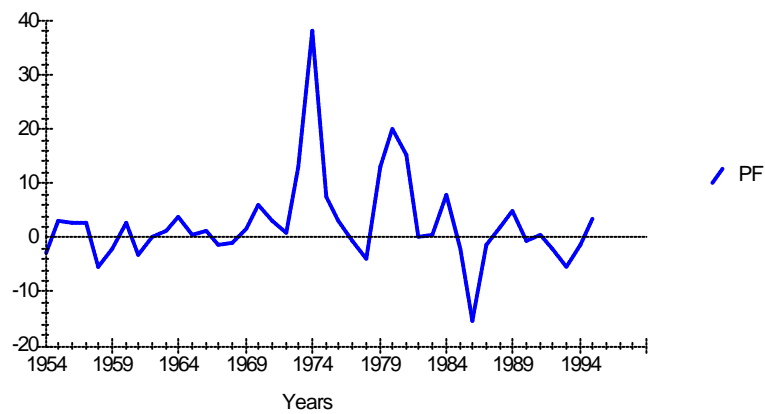


Fig. 6 - Taxa de inflação implícita nas importações em moeda externa



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	$\tau_{\rho_{1-1}}$
U	0	-3.7914 ^a	0.7766[.384]	1.667[.797]	0	-1.3184
P	3	-4.3814 ^a	3.1880[.084]	1.515[.824]	3	-1.2100
CTUPEV	0	-6.3341 ^a	0.7275[.399]	6.510[.164]	0	-2.9512 ^b
E	2	-6.0322 ^a	0.0028[.958]	0.069[.999]	2	-1.2958
PF	1	-6.6865 ^a	1.9630[.170]	4.820[.306]	1	-3.1175 ^b
SPA	1	-6.2116 ^a	2.9966[.092]	3.511[.476]	1	-1.0536

^a = significativo a 1%; ^b = significativo a 5%; ^c = 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, excepto SPA(1).

- Dados Anuais: 1954-1995.

Variáveis	Teste ADF								
	Mod.	K	$\tau_{\rho_{-1}}$	Φ_3	Φ_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]
E	1 (CT)	1	-3.1178	5.0270	-	-0.51914	-0.06815	2.3556[.134]	1.8286[.767]
	2 (C)	1	-3.0771 ^b	-	4.7395 ^c	-	1.5524 [.129]	2.8316[.101]	2.369[.668]
	3	1	-2.6108 ^b	-	-	-	-	4.1643[.048]	5.2668[.261]
PF	1 (CT)	0	-4.0229 ^b	8.1044 ^b	-	-0.1610 [.873]	1.3396 [.188]	2.4627[.125]	3.0103[.556]
	2 (C)	0	-4.0740 ^a	-	8.3072 ^a	-	1.3566 [.183]	2.5592[.118]	2.9995[.558]
	3	0	-3.8039 ^a	-	-	-	-	1.7010[.200]	3.2652[.514]
SPA	1 (CT)	6	-4.0676 ^b	8.2772 ^b	-	-3.4250 [.002]	-3.0674 [.005]	0.0486[.945]	1.5873[.811]
	2 (C)	6	A	-	-	-	-	-	-
	3	6	A	-	-	-	-	-	-
SPA (1)	2 (C)	7	-1.0715	-	0.7590	-	-0.60652	1.4605[.239]	1.3502[.853]
	3	7	-0.4856	-	-	-	-	1.5424[.226]	1.5606[.816]

Em SPA (1) - Início dos testes em modelos com constante, sem tendência. Como LM(1) detecta autocorrelação residual no SPA com k=6 seleccionado pelo método anterior, iniciámos a selecção com k-max=10, daí k=7.

A - Rejeita-se que a série tenha tendência nula.

^a = significativo a 1%;

^b = significativo a 5%;

^c = 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 do ponto de quebra Tb).

- Dados 1954-95

Séries	Método	Modelo IO						Modelo AO				
		Tb	k	Parâmetros estimados			$t_{\hat{\alpha}=1}$	Tb	k	Parâmetros estimados ²⁶		$t_{\hat{\alpha}=1}$
				$\hat{\theta}$ (DU)	$\hat{\delta}$ (DTb)	$\hat{\alpha}$				$\hat{\theta}$ (DU)	$\hat{\alpha}$	
U	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1973	1	1.550 ^a	-1.047	0.696 ^a	-4.50 ^c	1972	1	4.012 ^a	0.707 ^a	-4.19
	Min $t_{\hat{\theta}}$	1985	1	0.009	0.274	0.937 ^a	-1.07	1989	1	2.169 ^b	0.929 ^a	-1.56
	Max $t_{\hat{\theta}}$	1973	1	1.550 ^a	-1.047	0.696 ^a	-4.50^b	1975	1	4.705 ^a	0.582 ^a	-3.73^b
P	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1969	5	2.320	-4.014	0.756 ^a	-1.61	1983	0	1.338	0.842 ^a	-1.99
	Min $t_{\hat{\theta}}$	1983	4	-5.704 ^a	6.527	0.974 ^a	-0.31	1989	5	-3.007	0.858	-1.44
	Max $t_{\hat{\theta}}$	1969	5	2.320	-4.014	0.756 ^a	-1.61	1970	5	12.316 ^a	0.859 ^a	-0.92
CTUP-EV	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1971	1	8.054 ^a	-5.794	0.265	-4.42 ^c	1970	1	10.452 ^a	0.265	-4.46 ^c
	Min $t_{\hat{\theta}}$	1975	5	-9.246 ^b	-14.22 ^c	1.453 ^a	1.36	1989	0	-0.929	0.683 ^a	-2.74
	Max $t_{\hat{\theta}}$	1971	1	8.054 ^a	-5.794	0.265	-4.42^b	1972	5	10.943 ^a	0.869 ^b	-0.39
E	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1972	1	-4.283 ^b	-6.764	0.526 ^a	-4.05	1971	1	8.502 ^a	0.529 ^a	-4.10
	Min $t_{\hat{\theta}}$	1985	3	-3.693 ^b	5.466	0.872 ^a	-1.09	1988	3	-3.704	0.845 ^a	-1.30
	Max $t_{\hat{\theta}}$	1974	1	4.732 ^b	-3.915	0.494 ^a	-4.03 ^c	1975	6	9.753 ^a	0.684 ^a	-1.60
PF	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1973	0	-0.269	33.352 ^a	0.286 ^b	-6.25^a	1973	0	2.464	0.284 ^b	-6.29^a
	Min $t_{\hat{\theta}}$	1983	1	-4.877 ^c	9.088	0.167	-4.61^b	1984	0	-5.744 ^b	0.359 ^b	-4.29^b
	Max $t_{\hat{\theta}}$	1970	1	2.818	-2.531	0.218	-4.32^b	1969	1	3.868	0.217	-4.40^b
SPA	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1972	6	-3.756 ^a	4.192 ^b	0.453 ^a	-4.97^b	1974	6	-7.373 ^a	-0.111	-5.34^a
	Min $t_{\hat{\theta}}$	1972	6	-3.756 ^a	4.192 ^b	0.453 ^a	-4.97^b	1974	6	-7.373 ^a	-0.111	-5.34^a
	Max $t_{\hat{\theta}}$	1961	6	0.714	0.794	0.845 ^a	-1.74	1987	3	-2.614	0.909 ^a	-1.18

^a = Significativo a 1%; ^b = Significativo a 5%; ^c = Significativo a 10%.

O nível de significância refere-se à hipótese do coeficiente ser nulo, excepto para $t_{\hat{\alpha}=1}$ que 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 %.

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

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

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

Fonte: Cálculos efectuados no programa RATS, version 4.31.

²⁶ Embora tenha colocado ^a, ^b ou ^c em $\hat{\alpha}$, não tem significado devido a modelo sem constante.

Quadro IV : Equações Parcimoniosas de DP

Variável Dependente: ΔP

Método de Estimação: OLS.

ECM1= 1.0000*P – 1.0000*CTUPEV

estimado no modelo: P CTUPEV; csumpf, csume, csumspa & PF E SPA

Equação/ Regressores	DPB1	DPB2	DPB3	DPB4	DPB5	DPB6
	T=40 [56-95]	T ₁ =33, T ₂ =7 [56-88]	T=40 [56-95]	T=40 [56-95]	T=40 [56-95]	T=22 [74-95]
Inpt	-.14092[.746]	.069796[.887]	.19543 [.638]	.16594 [.672]	.62488 [.118]	-.74241[.306]
?CTUPEV(-1)	-.15688[.093]	-.16365[.104]	-.15399[.072]	-.18462[.026]	-.21692[.006]	-.10771[.421]
ECM1(-1)	-.19982[.024]	-.20901[.026]	-.22984[.006]	-.22675[.004]	-.27347[.000]	-.13745[.226]
PF	.37007[.000]	.36139[.000]	.38327 [.000]	.40858 [.000]	.40175 [.000]	.39779 [.000]
PF(-1)	-.19369[.003]	-.21140[.001]	-.24911[.000]	-.21766[.001]	-.23384[.000]	-.21632[.016]
? E	.34537[.001]	.37949[.001]	.33839 [.001]	.26104 [.007]	.22859 [.009]	.40900 [.004]
Dum80	-	-	-	-5.9037[.031]	-5.7819[.021]	-
Dum87	-	-	-6.9392[.009]	-6.4738[.010]	-7.4592[.002]	-
SME	-	-	-	-	-3.0259[.008]	-
\bar{R}^2	.66806	.72360	.72317	.75379	.79749	.73104
SEE	2.4575	2.4239	2.2442	2.1165	1.9195	2.8625
DW	2.2757	2.5523	2.2271	2.0191	2.4931	2.3233
LM(1, T-k-1)	.85504[.362]	2.7821[.107]	.55932[.460]	.014069[.906]	2.7856[.106]	.54851[.470]
RESET _(1, T-k-1)	.51997[.476]	1.0019[.326]	.56225[.459]	.66766[.420]	.87996[.356]	.17280[.684]
BJ(2)	2.4119[.299]	2.4362[.296]	1.2618[.532]	.36561[.833]	092307[.955]	1.2246[.542]
Het(1, T-2)	.38159[.540]	.23463[.632]	.77701[.384]	.72947[.398]	.80486[.375]	1.5814[.223]
ARCH(2, T-k-2)	.83664[.442]	.51036[.606]	1.0489[.362]	1.4827[.243]	2.3729[.111]	1.8322[.196]
Chow(T ₂ , T ₁ -k)	-	1.1355[.371]	-	-	-	-
Cov(k, T ₁ +T ₂ -2k)	-	1.3272[.278]	-	-	-	-

Entre parêntesis rectos - P-value. No caso dos coeficientes estimados trata-se do teste t de Student para H₀: b=0.

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

Quadro IV: Equações Parcimoniosas de DP (continuação)

Equação/ Regressores	DPB7	DPB8	DPB9	DPB10	DPB11
	T=22 [74-95]	T ₁ =15, T ₂ =7 [74-88]	T=22 [74-95]	T=22 [74-95]	T=22 [74-95]
Inpt	-.84042[.220]	-.78291[.455]	-.10786[.877]	-.13565[.833]	.81534 [.244]
?CTUPEV(-1)	-	-.081860[.616]	-.079276[.507]	-.12514[.275]	-.14992[.140]
ECM1(-1)	-	-.11336 [.404]	-.16391 [.114]	-.16667[.086]	-.22580[.016]
PF	.39254[.000]	.39188 [.000]	.41024 [.000]	.43651 [.000]	.42573 [.000]
PF(-1)	-.24943[.001]	-.23765 [.026]	-.29024 [.002]	-.25281[.005]	-.28839[.001]
? E	.51320[.000]	.48412 [.012]	.40989 [.002]	.32688 [.010]	.28799 [.010]
Dum80	-	-	-	-5.6771[.076]	-5.6381[.045]
Dum87	-	-	-6.7974 [.037]	-6.2955[.038]	-8.1177[.006]
SME	-	-	-	-	-3.0959[.030]
\bar{R}^2	.73721	.78357	.78715	.81938	.86626
SEE	2.8295	3.0820	2.5465	2.3458	2.0186
DW	2.4867	2.8976	1.9740	1.6167	2.2979
LM(1, T-k-1)	1.1966[.289]	2.9210[.126]	.0025556[.960]	.67694[.425]	.56713[.466]
RESET _(1, T-k-1)	.68751[.419]	.21064[.658]	.49270[.494]	.88525[.364]	2.2181[.162]
BJ(2)	1.3126[.519]	.41210[.814]	.81821[.664]	.12794[.938]	1.0591[.589]
Het(1, T-2)	2.0063[.172]	2.2494[.158]	1.4160[.248]	.61279[.443]	1.3813[.254]
ARCH(2, T-k-2)	4.6314[.026]*	.52262[.614]	.17981[.837]	.27836[.762]	.0018603[.998]
Chow(T ₂ , T ₁ -k)	-	.68601[.683]	-	-	-
Cov(k, T ₁ +T ₂ -2k)	-	.85294[.559]	-	-	-

Notas sobre o Quadro IV

Fonte: Cálculos efectuados no programa *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)²⁷ 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; **T₁**=subamostra usada na estimação; **T₂**=Período pós-amostral (teste de previsão) ou segunda subamostra (teste de estabilidade, só possível com **T₁**>k e **T₂**>k).

Descrição dos testes de Diagnóstico:

LM - Estatística LM do teste de Godfrey(1978)²⁸ para testar a hipótese nula de ausência de autocorrelação.

RESET - Estatística do teste RESET de Ramsey(1969)²⁹ 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)³⁰]

HET - Estatística do teste cuja hipótese nula é a homocedasticidade dos resíduos [veja Pesaran e Pesaran(1997)]

ARCH - Estatística do teste de Engle (1982)³¹ 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**].

²⁷ J. F. Kiviet (1986) - "On the Rigour of Some Misspecifications Tests for Modelling Dynamic Relationships", *Review of Economic Studies*, 53, 241-61.

²⁸ 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.

²⁹ 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.

³⁰ 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.

³¹ Robert F. Engle (1982) - "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4) Julho, 987-1007.