



UNIVERSIDADE DE ÉVORA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA



DOCUMENTO DE TRABALHO Nº 2003/06

Maio

INFLAÇÃO PORTUGUESA: PELOS CUSTOS OU MONETÁRIA? *

Agostinho S . Rosa

Universidade de Évora, Departamento de Economia

* Este artigo insere-se na investigação de doutoramento do autor e a 1ª versão foi apresentada no IV EELP, cujos comentários foram profícuos. Agradece-se ao Prof. João Ferreira do Amaral, orientador da investigação de doutoramento. Agradece-se à Profª. Fernanda Peixe e ao Prof. Catela Nunes por esclarecimentos no âmbito econométrico. Agradece-se os comentários do Dr. Miguel Rocha de Sousa. 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

Resumo/Abstract :

O estudo das causas da inflação portuguesa no período 1954-95 com base em dados anuais, através da abordagem de Johansen permite-nos concluir que a variação da inflação portuguesa é essencialmente determinada pela variação da inflação externa e pela variação da taxa de câmbio efectiva do Escudo. Em termos de longo prazo obtivemos uma relação entre taxa de inflação e taxa de crescimento dos custos unitários de trabalho quase unitária, mas a resposta da variação da inflação ao erro de equilíbrio entre taxa de inflação e variação dos custos unitários de trabalho é lenta e quase insignificante ao passo que a resposta dos custos unitários de trabalho a esse desequilíbrio é rápida e significativa.

A variação do *stock* nominal de moeda corrigido pela taxa de crescimento real do PIB não se apresenta como variável significativa na relação de curto prazo como determinante da variação da inflação, o que nos leva a concluir que temos inflação determinada essencialmente pelos custos neste período da economia portuguesa. Os custos fortemente significativos na relação de curto prazo são a inflação dos produtos importados (traduzidos quer pela inflação externa, quer pela variação da taxa de câmbio efectiva).

Palavras-chave/Keyword: Causas da Inflação, Raízes Unitárias, Cointegração.

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

1. Introdução

Teoricamente a inflação pode ser determinada pelo aumento dos custos ou pela dinâmica da procura. De uma forma geral as seguintes variáveis relacionam-se com a inflação: o aumento dos lucros, a subida dos salários, o acréscimo dos preços dos produtos importados, a variação da taxa de câmbio, a variação do *stock* de moeda em circulação, as expectativas inflacionistas, o défice orçamental e, o nível e/ou a variação do desemprego.

Com base na curva de Phillips, na teoria do *mark-up* e na teoria monetarista da inflação podemos propor o modelo:¹

$$\dot{P} = f\left(\overset{(+)}{\dot{W}} - \overset{(+)}{\dot{Q}}, \overset{(+)}{\dot{P}}_M, \overset{(+)}{\dot{M}} - \dot{y}\right) \quad [1.1]$$

$$\overset{(-)}{\dot{W}} - \overset{(+)}{\dot{Q}} = g\left(\overset{(-)}{U}, \overset{(+)}{\dot{P}}^e\right) \quad [1.2]$$

$$\dot{P}_M \equiv \dot{P}_F + \dot{E} \quad [1.3]$$

A equação (1.1) 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):

$$P = \theta CM, \quad \theta > 1 \quad [1.4]$$

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 não é mais que a variação do custo do trabalho por unidade produzida e de acordo com a inflação

importada (\dot{P}_M) através das suas componentes: inflação externa (\dot{P}_F) e variação da taxa de câmbio (\dot{E}).

Além da inflação pelos custos, incluímos também em (1.1) a inflação por emissão monetária (aumento do *stock* nominal de moeda corrigido pela taxa de variação real do produto interno: $\dot{M} - \dot{y}$), isto é, o crescimento da oferta de moeda para além do necessário para transacções, considerando a velocidade de circulação da moeda constante, deverá implicar aumento da inflação de acordo com a escola monetarista.

Os sinais entre parêntesis sobre as variáveis nas equações (1.1) e (1.2) corresponde aos sinais esperados para os coeficientes da relação.

A equação (1.2) 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 (1.3) é uma identidade. A inflação externa mais a variação da taxa efectiva de câmbio pelo incerto² dá-nos a taxa de inflação implícita nas importações em termos de moeda nacional.

Relativamente aos possíveis determinantes da inflação que apontámos anteriormente, falta-nos considerar o défice orçamental. A sua inclusão na equação (1.1) pode levantar alguns problemas em virtude da eventual correlação entre o aumento do défice e o aumento do *stock* nominal de moeda nos períodos em que o governo recorreu a emissão monetária para financiar o seu défice. Por este motivo e porque está fora do objectivo deste artigo não vamos considerar o défice orçamental, ficando para estudo posterior.

¹ Veja Surrey(1989). Este autor apresenta o modelo da inflação pelos custos (teoria do *mark-up*) separado do modelo monetarista da inflação. Nós juntamos as duas teorias num só modelo.

² Taxa efectiva de câmbio pelo incerto significa em termos de moeda nacional, pelo que $\dot{E} > 0 \Leftrightarrow$ desvalorização.

O objecto deste artigo é estimar a equação (1.1) onde substituiremos a variável \dot{P}_M pelas suas componentes presentes na equação (1.3), e não nos vamos preocupar com a verificação ou não da curva de Phillips (equação 1.2), assunto muito discutível do ponto de vista económico, visto que estamos interessados em verificar quais os determinantes da inflação em termos de custos ou do aumento do *stock* monetário.

2. Dados

Neste estudo vamos usar dados anuais que se justifica em *termos teóricos* porque Campbell e Perron (1991, p. 153) conclui que a análise de estacionaridade das séries deve ser usada em dados anuais num período temporal longo, razão que é reforçada pelo facto de que "seasonal adjustment procedures often create a bias toward nonrejection of a unit root hypothesis" (Campbell e Perron ,1991, p. 153). Em *termos práticos*, põe-se a dificuldade em obter todas as variáveis em termos trimestrais de uma forma compatível para o estudo desejado num período temporal suficientemente longo, pelo que a opção de dados anuais continua a ser a preferida. No entanto, esta opção também não está isenta de problemas, pois a maioria das séries compatíveis disponíveis terminam em 1995 e não apresentam um número de observações suficientemente longo como seria desejável para um estudo econométrico.³ Como na introdução formulámos o modelo com base em taxas de variação, optámos por transformar os dados anuais disponíveis em taxas de variação. 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): 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 na introdução: 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]; MY, taxa de variação do *stock* nominal de moeda ($M2^*$) corrigida pela taxa de crescimento real do PIBpm [$\dot{M} - \dot{y}$].

Estas variáveis foram calculadas a partir das *Séries Longas para a Economia Portuguesa* (1999) elaboradas pelo Banco de Portugal, com excepção de P (cuja fonte é o IPC anual para o Continente sem habitação, elaborado pelo INE) e da taxa de câmbio (cuja fonte são os dados estatísticos de Abel Mateus(1998)).

Seleccionadas as variáveis vamos estudar a sua estacionaridade, pois a metodologia econométrica a adoptar na estimação do modelo formulado na equação (1.1) depende do grau de estacionaridade das séries temporais.

A inspecção visual⁴ 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. 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.⁵ Há que salientar que também a taxa de câmbio é praticamente constante até 1974 devido ao regime de taxas

³ Estamo-nos a referir particularmente às *Séries Longas para a Economia Portuguesa*, Banco de Portugal, 1999, que vamos utilizar preferencialmente.

⁴ Não apresentada aqui.

⁵ Veja por exemplo Cruz e Lopes (1999, p. 248).

de câmbio de paridade fixa,⁶ 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: é interessante notar que estes dois anos antecedem acordos com o FMI para financiar o défice da BTC que tinha atingido também dois picos.

3. Testes de Raízes Unitárias

Com o fim de determinar o grau de integrabilidade das variáveis necessárias para estimar a equação (1.1), 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).

Embora a inspecção visual sugira a inexistência de tendência linear nas variáveis seleccionadas, 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 entanto, 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.

3.1 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:

⁶ Veja Botas e Sousa (1995, p. 14).

$$\Delta^2 X_t = \mu + (\rho_1 - 1)X_{t-1} + (\rho_2 - 1)\Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta^2 X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [3.1]$$

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:

$$\Delta^2 X_t = \mu + (\rho_2 - 1)\Delta X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta^2 X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [3.2]$$

usando os valores críticos da tabela Dickey-Fuller (Fuller, 1976).⁷ 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 (3.1), 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 3.1.

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.⁸ Rejeitada a hipótese de existência de duas raízes unitárias, vamos testar a hipótese de existência de uma raiz unitária.

3.2 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

⁷ Note que estamos a impor que $\rho_1 - 1 = 0$ na equação (3.1).

⁸ E o mesmo resultado acontece noutros testes não apresentados, como PP e KPSS.

II - Anexo). Utilizámos tendência centrada, de forma que os três modelos estimados são da forma:

$$\text{Modelo 1 (CT)} : \Delta X_t = \mu + \beta(t - 1 - T/2) + (\rho - 1) X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [3.3]$$

$$\text{Modelo 2 (C)} : \Delta X_t = \mu + (\rho - 1) X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [3.4]$$

$$\text{Modelo 3:} \quad \Delta X_t = (\rho - 1) X_{t-1} + \sum_{i=1}^k \gamma_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad [3.5]$$

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 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 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) rejeitámos sempre a existência de tendência conforme previsto na inspeção visual.

A partir dos resultados do Quadro II concluímos que P, CTUPEV e U são I(1) e PF, E e MY são I(0). Comparando com Cruz e Lopes(1999), o facto de U e P serem I(1) está de acordo com aqueles autores. Cruz e Lopes(1999, p. 248) também levantam

dúvidas relativamente ao *stock* nominal de moeda ser I(2), optando por considerá-lo I(1), o que está de acordo com o nosso resultado de a taxa de variação do *stock* nominal de moeda corrigido pela taxa de crescimento do produto ser I(0), uma vez que a taxa de crescimento do PIBpm é uma variável claramente I(0).⁹

3.3 Testes de existência de uma raiz unitária em séries com quebra de estrutura com escolha endógena de Tb

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

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

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

⁹ Embora não se apresente aqui, a taxa de variação do stock nominal de moeda também se rejeita que seja I(1), tal como a taxa de crescimento do PIBpm.

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. Obtivemos as seguintes **conclusões** por cada uma das variáveis: **U** - rejeita-se I(1) ao nível de 5% pelo Método $\text{Max } t_{\hat{\theta}}$, com quebra de estrutura em 1973 ou 1975 conforme se utiliza o modelo IO ou AO. 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); **P** - não podemos rejeitar que seja I(1); **CTUPEV** - apenas se rejeita I(1) ao nível de 5% pelo Método $\text{Max } t_{\hat{\theta}}$, com quebra de estrutura em 1971 pelo Modelo IO; **E** - não podemos rejeitar que seja I(1), excepto a 10% pelo método $\text{Max } t_{\hat{\theta}}$, no Modelo IO, com quebra de estrutura em 1974; **PF** - rejeita-se I(1) por qualquer dos métodos e modelos; **MY** - Rejeita-se I(1) pelos métodos $\text{Min } t_{\hat{\alpha}=1}$ e $\text{Max } t_{\hat{\theta}}$ ao nível de 5% com quebra de estrutura em 1967 pelo modelo IO e ao nível de 1% com quebras de estrutura em 1967 e 1968 conforme os métodos respectivamente, pelo modelo AO. Isto denota aumento da média de MY em 1967/68, o que é confirmado por inspeção visual.

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), uma delas (U) com quebra estrutural (alteração da média) de acordo com os testes de Perron e Vogelsang (1992).

4. Estimações de um modelo explicativo da inflação

Introdução

A existência de variáveis I(1) no nosso estudo conduz-nos à necessidade de investigar a possibilidade de relações de cointegração entre essas variáveis. Vamos optar pela abordagem de Johansen por ser aquela que permite detectar a presença de mais de um vector cointegrante entre as variáveis em estudo, no caso da sua existência.

Como temos variáveis I(1) e variáveis I(0) no modelo, os valores críticos de Johansen (1996), não são os adequados quando existem regressores estacionários no modelo VAR, pelo que seguimos a metodologia de Rahbeck e Mosconi(99), que consiste em acrescentar ao VAR a soma cumulativa da variável I(0) como variável exógena I(1), e assim podemos usar os valores críticos dos testes traço ou máximo valor próprio de, entre outros autores, Pesaran, Shin e Smith(1999).¹⁰ Primeiro, como temos variáveis exógenas o modelo VAR de cointegração a utilizar corresponde ao modelo condicional:¹¹

$$\Delta Y_t = \mu_c + \delta_c t + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [4.1]$$

¹⁰ Daqui em diante referido como PSS(99).

¹¹ 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)].

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 (4.1) 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:

$$H_0: R[\Pi_y] = r, \quad r = 0, \dots, N_y; \quad [4.2]$$

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

Na estimação do modelo condicional (4.1) podemos considerar 5 casos (ou modelos) consoante as restrições impostas sobre os termos determinísticos. Seguindo PSS(99) temos:¹²

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

$$\mu_c = \delta_c = 0 \Rightarrow \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [4.3]$$

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

$$\begin{cases} \mu_c = -\Pi_y \eta \\ \delta_c = 0 \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y^* (X'_{t-1}, 1)' + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [4.4]$$

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

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

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c = 0 \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y X_{t-1} + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [4.5]$$

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

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c = -\Pi_y \gamma \end{cases} \Rightarrow \Delta Y_t = \mu_c + \sum_{i=1}^{k-1} \Psi_i \Delta X_{t-i} + \Pi_y^{**} (X'_{t-1}, t)' + \omega \Delta Z_t + \varepsilon_{ct} \quad [4.6]$$

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

¹² 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).

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

$$\begin{cases} \mu_c \neq 0 \\ \delta_c \neq 0 \end{cases} \Rightarrow \text{Estima-se o modelo da equação (4.1).}$$

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 Rahbeck e Mosconi(99), as nossas variáveis $I(0)$ incluem-se em ΔZ_t na equação 4.1 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 .

Após esta breve introdução¹³ vamos tentar estimar o modelo correspondente à equação (1.1).

4.1 Estimação do Modelo de Longo Prazo

Na estimação da equação 1.1 do modelo $P=f(\text{CTUPEV}, \text{PF}, \text{E}, \text{My})$ temos duas variáveis $I(1)$ (P e CTUPEV) e três variáveis $I(0)$ (PF , E e My), de forma que aplicaremos a metodologia de Rahbeck e Mosconi(99), 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:

$$P \text{ CTUPEV}; \text{csumPF} \text{ csumE} \text{ csumMy} \ \& \ \text{PF} \ \text{E} \ \text{My}$$

o que significa duas variáveis $I(1)$ endógenas (P , CTUPEV) e três variáveis $I(1)$ exógenas (csumPF , csumE , csumMy) correspondentes às três variáveis $I(0)$ (PF , E , My), as quais entram no modelo de curto prazo.

¹³ Veja entre outros Johansen (1996), Pesaran, Shin e Smith (1999) e Rahbek e Mosconi(1999).

Primeiro seleccionámos a ordem k do VAR pelo recurso quer a estatísticas multivariadas, quer a estatísticas univariadas de forma que os resíduos não estejam autocorrelacionados, não possuam heteroscedasticidade condicional autorregressiva e não se afastem da normalidade como recomenda Johansen (1996, p. 20). Concluimos que o VAR(2) é a melhor escolha. 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 proposta por PSS(99). Embora estatisticamente não possamos rejeitar o modelo I, como Pesaran e Pesaran (97) recomenda os modelos 2 e 4, optámos por escolher o modelo II. Perante esta escolha não se pode rejeitar a existência de um vector cointegrante, quer pelo teste do traço, quer pelo teste do máximo valor próprio. Os critérios de selecção AIC, SBC e HQC também seleccionam o modelo com r=1. O vector normalizado em relação a P (e identificado) sem restrições com $X_t' = [P \text{ CTUPEV csumPF csumE csumMy } 1]$ é dado por:¹⁴

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1 & -1.1896 & 0.11645 & -0.012048 & -0.014856 & -1.0248 \\ & (0.50818) & (0.16551) & (0.082616) & (0.023139) & (1.3717) \end{bmatrix}$$

onde se verifica que as variáveis cumulativas têm um desvio padrão relativamente elevado, logo é provável que sejam não significativas 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 $\chi^2(3)=6.1484[.105]$. Como o teste conjunto de H01 e intercepto=0 se rejeita a 10% optámos por manter o intercepto e assim o vector a utilizar é:

$$\beta' = \begin{bmatrix} 1 & -0.84496 & 0 & 0 & 0 & -1.5713 \\ & (0.19674) & & & & (1.0009) \end{bmatrix}$$

¹⁴ Entre parêntesis curvos no vector cointegrante estão os desvios-padrão.

4.2 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)

$$\begin{aligned} \Delta P_t = & -0.13094\Delta P_{t-1} - 0.14102\Delta CTUPEV_{t-1} - 0.13399PF_{t-1} - 0.31481E_{t-1} \\ & [0.340] \quad [0.121] \quad [0.068] \quad [0.021] \\ & - 0.094394My_{t-1} - 0.22478ECM1_{t-1} + 0.38510PF + 0.40548E + 0.013959My \\ & [0.113] \quad [0.097] \quad [0.000] \quad [0.000] \quad [0.812] \end{aligned}$$

T = 40[1956-1995]; $\bar{R}^2 = 0.68$; SEE = 2.3949; DW = 1.9947;

LM(1, 30) = 0.2259E-3[.988]; RESET(1, 30) = 0.0092328[.924]

BJ(2) = 1.6739[.433]; HET(1, 38) = 0.54812[.464];

ARCH(2, 29) = 1.3878[.266]

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

$$\begin{aligned} \Delta CTUPEV_t = & 0.017531\Delta P_{t-1} + 0.093686\Delta CTUPEV_{t-1} + 0.063468PF_{t-1} - 0.55071E_{t-1} \\ & [0.934] \quad [0.498] \quad [0.566] \quad [0.010] \\ & - 0.0058727My_{t-1} + 1.0894ECM1_{t-1} + 0.2233PF - 0.17401E + 0.11262My \\ & [0.948] \quad [0.000] \quad [0.011] \quad [0.263] \quad [0.221] \end{aligned}$$

T = 40[1956-1995]; $\bar{R}^2 = 0.71$; SEE = 3.6973; DW = 1.6961;

LM(1, 30) = 2.3759[.134]; RESET(1, 30) = 1.0530[.313]

BJ(2) = 1.5202[.468]; HET(1, 38) = 1.0433[.314];

ARCH(2, 29) = 0.46034[.636]

Pela análise destas equações verifica-se que a **variação da inflação** se relaciona positiva e significativamente ao nível de significância de 1% com a inflação externa e a variação da taxa de câmbio e negativamente, mas apenas a 10%, com o erro de equilíbrio de longo prazo (P-0.84496CTUPEV -1.5713) que designamos por ECM1. Assim, a resposta da inflação a um crescimento dos custos de trabalho mais que proporcional ao crescimento dos preços no período anterior, embora com o sinal esperado, não é significativo ao nível de 5%, o que nos conduz a considerar P como

uma variável possivelmente exogenamente fraca neste modelo. Se notarmos que E_{t-1} e PF_{t-1} são significativos a 5 e 10% respectivamente e com sinal (-) leva-nos a concluir que as principais determinantes da inflação são ΔE e ΔPF . Apesar disto não vamos deixar de analisar o ECM nas equações parcimoniosas mais à frente.

A **variação de CTUPEV** relaciona-se positiva e significativamente a 1% com o erro de equilíbrio. Assim, ao contrário de ΔP , $\Delta CTUPEV$ responde rápida (coeficiente próximo de um) e significativamente ao crescimento dos preços proporcionalmente maior que o crescimento dos custos unitários de trabalho no período anterior. Isto pode-se explicar pelo facto de existir pressão sindical para aumentar os salários no sentido de repor o poder de compra no período seguinte.¹⁵ $\Delta CTUPEV$ também se relaciona significativa e positivamente com PF e negativamente com E_{t-1} . A primeira relação era de esperar porque PF influencia as expectativas inflacionistas pois a subida de preços externos (normalmente subida de preços do petróleo) são percebidos como causa de subida da inflação e daí pressão para subida dos salários. A relação negativa com a variação da taxa de câmbio no período anterior é mais difícil de explicar, no entanto podemos avançar a hipótese de correlação entre E e U levar a esta relação estatística, quando de facto a relação teórica de acordo com a curva de Phillips é entre $CTUPEV$ e a taxa de desemprego ou a sua variação.¹⁶

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

¹⁵ Estamos obviamente a referir-nos ao que acontece no pós-25 de Abril, pois antes não havia liberdade sindical. Este é mais um dos factores para existir quebra estrutural no pós-25 de Abril.

¹⁶ Fora do âmbito deste artigo foi estimada a curva de Phillips, onde existe relação negativa entre $CTUPEV$ e variação da taxa de desemprego desfasada, o que de certa forma confirma esta hipótese, e se pode considerar como prova da existência de histerese.

Relativamente à **equação de DP**, com excepção de 1987, todos os resíduos se encontram dentro das bandas de duplo desvio padrão pelo que será de acrescentar uma *dummy* em 1987 para a conjuntura externa favorável que se verificou na altura. Os testes CUSUM e CUSUMSQ relativamente à estabilidade estrutural não cruzam nenhuma das barras significativas a 5%, pelo que não permitem detectar mudanças significativas dos coeficientes estimados.

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

Reestimámos este modelo para o período 1956-94 com o objectivo de deixar uma observação para previsão dinâmica multivariada. A previsão para P e ΔP é aceitável, mas a previsão de $CTUPEV$ e $\Delta CTUPEV$ não se apresenta aceitável para 1995.

Com o objectivo de obter um **modelo parcimonioso explicativo da inflação** retirámos da equação de ΔP todos os coeficientes não significativos¹⁷ ao nível de 10% e juntamos E_{t-1} com E_t em ΔE_t , visto que $\Delta E_t = E_t - E_{t-1}$, e juntamos igualmente PF_{t-1} com PF_t em ΔPF_t , pois como verificámos os coeficientes destas duas variáveis desfasadas eram negativos. Obtivemos a equação DPA1 (Quadro IV - Anexo) em que a variação da inflação externa (ΔPF_t) e a variação da taxa de câmbio (ΔE_t) são fortemente significativas com coeficientes positivos e o erro de equilíbrio ($ECM1_{t-1}$) está no limiar de rejeição a 10%. Reestimada a equação anterior para o período 1955-1990 (equação DPA2), não podemos rejeitar a capacidade preditiva pós-1990, nem a estabilidade estrutural antes e após 1990, usando os testes de Chow(1960). Conclusão diferente teríamos se em vez da primeira subamostra utilizada (1955-90), utilizássemos 1955-1985, o que salienta uma quebra de estrutura em 1985. No entanto, os testes CUSUM e

CUSUMSQ não apresentam nenhuma mudança significativa da estrutura, pois nunca cruzam as barras significativas a 5%.

Com o objectivo de melhorar o modelo tentamos a introdução de *dummies*: EN (*dummy* do Estado Novo com valores igual a 1 até 1973), CEE (valores igual a 1 pós-1986 para entrada na CEE), Dum74, Dum7475 (*dummies* com valores igual a 1 nos anos assinalados para a Revolução de Abril), Dum87 (conjuntura externa favorável) e SME (valores igual a 1 no pós-1992 para traduzir a entrada no MTC do SME). Como podemos ver nas equações DPA3 a DPA6 (Quadro IV - Anexo) só as *dummies* CEE, Dum87 e SME se apresentam significativas, mas a Dum87 permite um \bar{R}^2 maior que a *dummy* CEE e é mais significativa no período 1955-95. As *dummies* Dum87 e SME introduzidas conjuntamente implicam autocorrelação residual no período 1955-95, a qual se elimina se usarmos o período 1971-1995. Investigámos se seria melhor usar a *dummy* CEE ou a Dum87, mas não é possível determinar, pois embora a primeira pareça melhor em termos de capacidade preditiva, torna-se não significativa em alguns períodos como 1974-95. No entanto, é certo que após 1985 há alteração descendente na taxa de inflação que é captada por qualquer destas *dummies*.

A estimação de ΔP incluindo Dum87 para o período 1955-95 (Equação **DPA3**) apresenta quase todos os coeficientes significativos a 1%, excepto a constante que não é significativa e o $ECM1_{t-1}$ que é significativo a 5%. A introdução da Dum87 não altera o coeficiente de ΔE , mas altera um pouco os coeficientes de ΔPF e $ECM1_{t-1}$, tornando este último significativo a 5%. Devemos notar que na equação parcimoniosa o coeficiente de $ECM1_{t-1}$ é metade do coeficiente desta variável na equação estimada no modelo multivariado incluindo as variáveis não significativas.

¹⁷ Introduzimos o intercepto porque se trata de estimação OLS que exige a constante para que os testes tenham significado.

Estimámos a equação de ΔP para o período pós-25 de Abril (equação DPA7) para ver se os coeficientes estimados se mantinham. Nota-se que a resposta de ΔP ao erro de equilíbrio de longo prazo se torna mesmo não significativo no período 1974-95, reforçando a ideia de que **a variação da inflação externa e da taxa de câmbio são os principais determinantes da inflação sempre significativos a 1% em qualquer das regressões** pelo que estimámos a equação DPA8 sem $ECM1_{t-1}$ no período 1974-95 e a equação DPA9 para o período 1955-95, o que permite concluir que os coeficientes de ΔE e ΔPF estão próximos de 0.3 e 0.5 em ambos os períodos, e em relação à equação DPA1, a eliminação do $ECM1_{t-1}$ conduz a um maior coeficiente de PF.

A introdução de *dummies* no período 1974-95 (equações DPA10 e DPA11) permite-nos concluir que a *dummy* CEE não é significativa neste período, embora com o sinal esperado, mas as *dummies* Dum87 e SME são significativas tornando $ECM1_{t-1}$ quase significativo a 10% com Dum87 e significativo a 5% se introduzidas simultaneamente, no entanto a introdução de SME gera a possibilidade de autocorrelação manifestada ao nível de 10% (equação DPA11). Além disso, devemos ter em conta que uma equação sem $ECM1_{t-1}$ no período 1974-75, somente com as variáveis explicativas ΔE , ΔPF e Dum87 explica 75% de ΔP , explicando 66% no período 1955-95 (regressões não apresentadas). De facto ΔP parece responder muito pouco ao desequilíbrio de longo prazo entre CTUPEV e P, ao contrário de $\Delta CTUPEV$ que responde rapidamente a esse desequilíbrio como vimos na equação de $\Delta CTUPEV$, com α próximo da unidade. Comparando-se com a equação DPA3, a equação com as variáveis explicativas ΔE , ΔPF e Dum87 para o período 1974-95 (equação **DPA10**) tem os coeficientes mais ou menos constantes com ligeiro aumento em valor absoluto dos coeficientes de ΔE , ΔPF e Dum87 em detrimento de $ECM1_{t-1}$ que se encontra no limiar de não significância a 10%.

5. Conclusões

As principais determinantes da variação da inflação, de acordo com este estudo, parecem ser a variação da inflação externa 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. Isto sugere que a direcção de causalidade é muito mais pronunciada da taxa de inflação para os custos de trabalho, do que dos custos de trabalho para a taxa de inflação, o que parece significar que os salários se ajustam imediatamente ao crescimento da inflação, enquanto a inflação se ajusta lentamente ao crescimento dos salários.

A variação do *stock* nominal de moeda corrigido pela taxa de crescimento real do PIB não se apresenta como variável significativa na relação de curto prazo como determinante da variação da inflação, o que nos leva a concluir que temos inflação determinada essencialmente pelos custos neste período da economia portuguesa. Os custos fortemente significativos na relação de curto prazo são a inflação dos produtos importados (traduzidos quer pela inflação externa, quer pela variação da taxa de câmbio efectiva).

As conclusões essenciais deste estudo estão de acordo com a maioria dos estudos elaborados para a economia portuguesa, em que temos os preços das importações (em moeda interna), algumas vezes em conjunto com os salários (ou custos unitários de trabalho), como os principais determinantes da inflação.¹⁸ A nossa conclusão

¹⁸ Veja entre outros autores, Robalo Marques (1990, 1995), Jorge Santos (1992), Abel Mateus (1980) e Cunha e Machado (1996).

relativamente à moeda é idêntica à de Cunha e Machado (1996), no entanto Catela Nunes (1998) obtém um resultado oposto a quase todos os autores, pois apenas a moeda aparece como a principal fonte de inflação portuguesa, mas como o próprio autor salienta, a sua abordagem também é diferente, logo não se pode dizer que haja contradição nos resultados.¹⁹ O facto de Cunha e Machado (96) usar dados anuais no período 1960-1992 é talvez um dos motivos por que as suas conclusões são mais próximas das do nosso estudo, pois alguns dos outros autores como Catela Nunes usam dados trimestrais. Outro factor a ter em conta é a metodologia utilizada: os estudos mais antigos não usam a abordagem de cointegração. Por exemplo Rosa (95), ao considerar todas as taxas de variação como variáveis I(0), obtém também a taxa de crescimento da moeda corrigida pela taxa de crescimento do PIB como variável determinante da inflação portuguesa em conjunto com a inflação importada, a inflação salarial e o défice orçamental.²⁰ Isto também deixa supor que se tivéssemos assumido a taxa de variação monetária como variável integrada poderíamos ter uma conclusão diferente, mas investigação elaborada, não apresentada, permitiu-nos concluir que existia causalidade da inflação para a moeda e não no sentido contrário.

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.

¹⁹ Catela Nunes(1998) utiliza uma abordagem similar a Juselius (1992), no entanto ao contrário de Catela Nunes em Portugal, Juselius (1992) encontram três fontes de inflação significativas para a Dinamarca (monetária, salarial e importada).

²⁰ No entanto devemos criticar esse estudo por considerar a taxa de inflação como I(0), quando normalmente nenhum teste de raízes unitárias admite a sua estacionaridade.

- BURDA, Michael e Charles WYPLOSZ (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.
- CUNHA, Luís C. e José F. MACHADO (1996) - “Theoretical Irregularities on the Spanish and Portuguese Inflations”, in *Ensaio de Homenagem a Manuel Jacinto Nunes*, ISEG/UTL, Lisboa, pp. 585-599.
- 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).
- JUSELIUS, Katarina (1992) - “Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy: The Case of Denmark”, *Journal of Policy Modeling*, 14(4), 401-428.
- 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 (1990) – “Inflação em Portugal: Um estudo econométrico para o período 1965-1989, com projecções para 1990 e 1991”, Doc. de trabalho nº 2 (nova série), Banco de Portugal.
- MARQUES, Carlos Robalo (1995)- “Evolução cambial, inflação e salários”, *Boletim Económico*, Banco de Portugal, Junho, pp. 25-34.
- MARQUES, Carlos Robalo (1998)- *Modelos Dinâmicos, Raízes Unitárias e Cointegração*, Edinova-Edições da UNL, Lisboa.
- MATEUS, Abel (1980) - “Inflação, Salários e Desvalorização”, *Economia*, 4(2), Maio, 299 - 337.

- MATEUS, Abel (1998)- *Economia Portuguesa: Desde 1910*, Editorial Verbo, Lisboa.
- NUNES, Luís Catela (1998) - "Forecasting the Portuguese Inflation Rate", [em linha] Documento de Trabalho nº 6, Direcção Geral de Estudos e Previsão, Ministério das Finanças, 36 pp. [citado em 10/3/98]. Disponível em URL: <http://www.dgep.pt>.
- 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).
- RAHBEK, Anders e Rocco MOSCONI (1999) - "Cointegration Rank Inference with Stationary Regressors in VAR Models", *Econometrics Journal*, 2, 76-91.
- ROSA, Agostinho S. (1995) - *A curva de Phillips: Aplicação ao Caso Português*, Provas de Aptidão Pedagógica e Capacidade Científica, Departamento de Economia, Universidade de Évora, Évora.
- SANTOS, Jorge (1992) - "Budget Deficits and Inflation: Portugal and the Other EC High Debt Countries", *Estudos de Economia*, 12(3), Abr./Jun., 245-253.
- SANTOS, Jorge et al. (1994) - *Macroeconomia, Exercícios e Teoria*, McGraw-Hill de Portugal, Lisboa.
- 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]
- SURREY, M. J. C. (1989) - "Money, Commodity Prices and Inflation: Some Simple Tests", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 51(3), Agosto, 219-238.

Anexo

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
MY	1	-7.6901 ^a	0.7247[.400]	1.458[.834]	1	-1.7117

^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.

- 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]
MY	1 (CT)	0	-3.9708 ^b	8.0139 ^b	-	1.5896 [.120]	3.4038 [.002]	2.0737[.158]	3.7729[.438]
	2 (C)	0	-3.6045 ^b	-	6.4972 ^b	-	2.9550 [.005]	4.1011[.050]	4.9019[.298]
	3	0	A	-	-	-	-		

A - Rejeita-se que a série tenha constante 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 de Tb).

Quadro III.1 - Modelo IO:

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

Séries	Amostra	T	Método	Tb	k	Parâmetros estimados			$t_{\hat{\alpha}=1}$	Valores críticos ²¹	
						$\hat{\theta}$ (DU)	$\hat{\delta}$ (DTb)	$\hat{\alpha}$		k (t-sig)	∞
U	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1973	1	1.550 ^a	-1.047	0.696 ^a	-4.50 ^c	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1985	1	0.009	0.274	0.937 ^a	-1.07	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1973	1	1.550 ^a	-1.047	0.696 ^a	-4.50^b	"	"
P	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1969	5	2.320	-4.014	0.756 ^a	-1.61	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1983	4	-5.704 ^a	6.527	0.974 ^a	-0.31	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1969	5	2.320	-4.014	0.756 ^a	-1.61	"	"
CTUP-EV	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1971	1	8.054 ^a	-5.794	0.265	-4.42 ^c	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1975	5	-9.246 ^b	-14.22 ^c	1.453 ^a	1.36	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1971	1	8.054 ^a	-5.794	0.265	-4.42^b	"	"
E	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1972	1	-4.283 ^b	-6.764	0.526 ^a	-4.05	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1985	3	-3.693 ^b	5.466	0.872 ^a	-1.09	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1974	1	4.732 ^b	-3.915	0.494 ^a	-4.03 ^c	"	"
PF	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1973	0	-0.269	33.352 ^a	0.286 ^b	-6.25^a	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1983	1	-4.877 ^c	9.088	0.167	-4.61^b	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1970	1	2.818	-2.531	0.218	-4.32^b	"	"
MY	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1967	0	8.115 ^a	-13.381 ^b	0.201	-5.09^b	-4.76	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1985	6	-12.299 ^a	1.975	0.960 ^a	-0.20	-4.26	-4.19
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1967	0	8.115 ^a	-13.381 ^b	0.201	-5.09^b	"	"

^a = Significativo a 1%;

^b = Significativo a 5%;

^c = Significativo a 10%.

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

$t_{\hat{\alpha}=1}$ a **negrito** significa que se rejeita a existência de uma raiz unitária pelo menos a 5 %.

²¹ Valores críticos a 5%, para comparar com $t_{\hat{\alpha}=1}$, de acordo com Perron e Vogelsang(1992) - "Nonstationarity and Level Shifts with an Application to Purchasing Power Parity", JBES, 10(3), 301-320.

Quadro III.2 - Modelo AO:

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

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

Séries	Amostra	T	Método	Tb	k	Parâmetros estimados ²²		$t_{\hat{\alpha}=1}$	Valores críticos	
						$\hat{\theta}$ (DU)	$\hat{\alpha}$		k (t-sig)	∞
U	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1972	1	4.012 ^a	0.707 ^a	-4.19	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1989	1	2.169 ^b	0.929 ^a	-1.56	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1975	1	4.705 ^a	0.582 ^a	-3.73^b	"	"
P	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1983	0	1.338	0.842 ^a	-1.99	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1989	5	-3.007	0.858	-1.44	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1970	5	12.316 ^a	0.859 ^a	-0.92	"	"
CTUP-EV	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1970	1	10.452 ^a	0.265	-4.46 ^c	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1989	0	-0.929	0.683 ^a	-2.74	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1972	5	10.943 ^a	0.869 ^b	-0.39	"	"
E	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1971	1	8.502 ^a	0.529 ^a	-4.10	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1988	3	-3.704	0.845 ^a	-1.30	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1975	6	9.753 ^a	0.684 ^a	-1.60	"	"
PF	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1973	0	2.464	0.284 ^b	-6.29^a	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1984	0	-5.744 ^b	0.359 ^b	-4.29^b	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1969	1	3.868	0.217	-4.40^b	"	"
MY	1954-95	42	Min $t_{\hat{\alpha}=1}$	1967	0	9.802 ^a	0.203	-5.21^a	-4.67	-4.44
			Min $t_{\hat{\theta}}$	1988	1	-2.193	0.629 ^a	-2.42	-3.68	-3.61
			Max $t_{\hat{\theta}}$	1968	0	10.556 ^a	0.301 ^b	-4.57^a	"	"

Fonte: Cálculos efectuados no programa RATS, version 4.31.

²² 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 - .84496*CTUPEV -1.5713

estimado no modelo : P CTUPEV; csumpf, csume, csummy & PF E MY

Equação/ Regressores	DPA1	DPA2	DPA3	DPA4	DPA5	DPA6
	T=41 [55-95]	T ₁ =36, T ₂ =5 [55-90]	T=41 [55-95]	T=41 [55-95]	T=41 [55-95]	T=25 [71-95]
Inpt	.21750 [.604]	.49692 [.258]	.43816 [.257]	.69819 [.148]	.75981 [.053]	1.5672 [.017]
ECM1(-1)	-.11563 [.101]	-.12855 [.065]	-.14247 [.028]	-.14336 [.042]	-.16470 [.009]	-.21185 [.010]
DPF	.29770 [.000]	.29811 [.000]	.33303 [.000]	.29757 [.000]	.33734 [.000]	.37034 [.000]
DE	.43446 [.000]	.47723 [.000]	.43125 [.000]	.39925 [.000]	.41937 [.000]	.41603 [.000]
Dum87	-	-	-7.7229 [.003]	-	-8.1832 [.001]	-9.6171 [.001]
CEE	-	-	-	-1.8169 [.062]	-	-
SME	-	-	-	-	-2.8724 [.019]	-3.7545 [.011]
\bar{R}^2	.62437	.68479	.69673	.65011	.73432	.80634
SEE	2.5928	2.4984	2.3297	2.5024	2.1806	2.3433
DW	2.2510	2.4934	2.3298	2.4437	2.7216	2.3355
LM(1, T-k-1)	.74364 [.394]	2.7657 [.106]	1.2405 [.273]	2.3860 [.131]	8.0355 [.008]*	2.7438 [.115]
RESET _(1, T-k-1)	1.1262 [.296]	1.3663 [.251]	.34230 [.562]	.33575 [.566]	.24001 [.627]	.94005 [.345]
BJ(2)	3.8395 [.147]	4.8415 [.089]*	3.9596 [.138]	.26806 [.875]	1.4988 [.473]	.77508 [.679]
HET(1, T-2)	.074810 [.786]	.005353 [.942]	.25294 [.618]	.12258 [.728]	.73797 [.396]	2.1684 [.154]
ARCH(2, T-k-2)	.34448 [.711]	.17968 [.836]	1.2204 [.308]	.21474 [.808]	2.5100 [.097]*	.32867 [.724]
Chow(T, T ₁ -k)	-	1.5697 [.197]	-	-	-	-
Cov(k, T ₁ +T ₂ -2k)	-	2.0222 [.114]	-	-	-	-

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

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

Quadro IV - Equações Parcimoniosas de DP (continuação)

Equação/ Regressores	DPA7	DPA8	DPA9	DPA10	DPA11
	T=22 [74-95]	T=22 [74-95]	T=41 [55-95]	T=22 [74-95]	T=22 [74-95]
Inpt	-.02326 [.974]	-.26704 [.689]	.056805 [.892]	.499918 [.432]	1.3627 [.041]
ECM1(-1)	-.08825 [.352]	-	-	-.13558 [.106]	-.19271 [.015]
DPF	.32002 [.000]	.31862 [.000]	.29674 [.000]	.36510 [.000]	.37862 [.000]
DE	.46607 [.000]	.51082 [.000]	.48962 [.000]	.45406 [.000]	.42521 [.000]
Dum87	-	-	-	-8.2126 [.010]	-9.4658 [.001]
CEE	-	-	-	-	-
SME	-	-	-	-	-3.5344 [.014]
\bar{R}^2	.68808	.68949	.60633	.77890	.84034
SEE	3.0827	3.0757	2.6543	2.5953	2.2055
DW	1.9450	2.0890	2.3673	1.8144	2.6660
LM(1, T-k-1)	.00155 [.969]	.099706 [.756]	1.5182 [.226]	.17090 [.685]	3.5061 [.081]*
RESET _(1, T-k-1)	.51061 [.485]	.65466 [.429]	1.5615 [.219]	.19086 [.668]	.63940 [.436]
BJ(2)	2.0613 [.357]	1.0754 [.584]	.94412 [.624]	2.5246 [.283]	.39692 [.820]
HET(1, T-2)	.41023 [.529]	.85690 [.366]	.039493 [.844]	.92234 [.348]	2.7987 [.110]
ARCH(2, T-k-2)	.99994 [.390]	2.2985 [.131]	.25426 [.777]	.12794 [.881]	.86018 [.444]
Chow(T, T ₁ -k)	-	-	-	-	-
Cov(k, T ₁ +T ₂ -2k)	-	-	-	-	-

Notas sobre os Quadro IV

Fonte: Cálculos efectuados no programa *Microfit 4.0*.

Testes de Diagnóstico: Optamos por colocar a versão F dos testes de diagnóstico em virtude de Robalo Marques(98) citando Kiviet(86)²³ 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 $T_1 > k$ e $T_2 > k$).

Descrição dos testes de Diagnóstico:

LM - Estatística LM do teste de Godfrey(1978)²⁴ para testar a hipótese nula de ausência de autocorrelação.

RESET - Estatística do teste RESET de Ramsey(1969)²⁵ 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)²⁶]

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

ARCH - Estatística do teste de Engle (1982)²⁷ cuja hipótese nula é a ausência de heteroscedasticidade 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**].

²³ J. F. Kiviet (1986) - "On the Rigour of Some Misspecification Tests for Modelling Dynamic Relationships", *Review of Economic Studies*, 53, 241-61.

²⁴ 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.

²⁵ 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.

²⁶ 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.

²⁷ Robert F. Engle (1982) - "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica*, 50(4) Julho, 987-1007.