

**PARIDADE DO PODER DE COMPRA:  
UM ESTUDO APLICADO A TRÊS PAÍSES DA UEM**

António Portugal Duarte

([portugal@sonata.fe.uc.pt](mailto:portugal@sonata.fe.uc.pt); tel.: +351 239 790582)

**FACULDADE DE ECONOMIA DA UNIVERSIDADE DE COIMBRA (FEUC)**

GRUPO DE ESTUDOS MONETÁRIOS E FINANCEIROS (GEMF)

<http://www4.fe.uc.pt/gemf>

Av. Dias da Silva, 165

3004-512 Coimbra, Portugal

Tel. +351 239790500

Fax +351 239403511

**PARIDADE DO PODER DE COMPRA:  
UM ESTUDO APLICADO A TRÊS PAÍSES DA UEM**

António Portugal Duarte<sup>1</sup>

[portugal@sonata.fe.uc.pt](mailto:portugal@sonata.fe.uc.pt); tel.: +351 239 790582)

**RESUMO**

Este estudo aplica a teoria da Paridade do Poder de Compra (PPC) para analisar o equilíbrio de longo prazo no mercado cambial. Estudam-se os casos de Portugal e da Espanha em relação à Alemanha e de Portugal relativamente à Espanha, no período de 1960 a 1999. Procurou-se assim avaliar o funcionamento do mercado cambial de dois países sem moeda dominante mas com mercados financeiros organizados, após os anos 80, comparativamente ao de um país com mercados mundiais.

A aplicação da referida teoria a séries temporais baseou-se na realização de testes de raízes unitárias utilizando os testes de Dickey-Fuller aumentado e na obtenção de relações de co-integração usando a metodologia de Johansen. Conseguiram-se explorar relações lineares de longo prazo baseadas exclusivamente na teoria da PPC, assim como incluir as taxas de juro enquanto explicação dos erros da relação de longo prazo implícita nessa teoria. Perante a rejeição da PPC poder-se-ia pensar que os agentes interiorizavam, por qualquer “ordem de razão natural”, que com o decorrer do tempo a moeda forte e de referência do SME valorizar-se-ia em relação às outras moedas. Concluiu-se, pelo contrário, que são as moedas fracas e tradicionalmente não utilizadas nas relações comerciais internacionais que ao longo do tempo sofreram uma apreciação real

**Números da Classificação JEL:** F31, F41, C32, G15, C51

**Palavras-chave:** Paridade do poder de compra, raízes unitárias e co-integração.

---

<sup>1</sup> O autor deseja expressar a sua profunda gratidão ao Prof. Doutor João Sousa Andrade por todos os ensinamentos, pelas diversas sugestões e pela disponibilidade sempre demonstrada no decorrer deste trabalho. Igualmente um agradecimento muito especial para a Prof.<sup>a</sup> Doutora Adelaide Duarte pelo apoio sempre evidenciado. Por último, mas não menos importante, um obrigado ao colega Pedro Bação pela colaboração prestada.

## I. INTRODUÇÃO

Passados que estão um pouco mais de 25 anos desde o estabelecimento de um regime de câmbios flexíveis generalizado, a teoria da PPC figura actualmente como um dos instrumentos mais importantes da macroeconomia internacional<sup>2</sup>. É utilizada frequentemente para a realização de comparações internacionais de variáveis reais, permitindo estabelecer um valor de equilíbrio de longo prazo para a taxa de câmbio real e, deste modo, analisar a evolução de uma divisa em termos de poder de compra relativo entre dois países. Contudo, a maioria dos trabalhos empíricos inicialmente realizados não foram muito “favoráveis” à teoria. Este foi o caso, por exemplo, de Frenkel (1981), Branson (1981) e Adler e Lehman (1983). Um conjunto de factores são normalmente apontados para justificar a não confirmação empírica da relação em causa.

Por um lado, muitos estudos basearam-se em séries temporais de pequena duração, consistindo frequentemente em observações pós 1973 para alguns países industrializados. Tendo em conta que a maioria desses estudos utilizaram a moeda americana na determinação das taxas de câmbio, Papell (1998) sugere que a não confirmação empírica da PPC poderá também ser explicada pela grande apreciação e depreciação do dólar durante a década de oitenta. Afortunadamente, nos últimos tempos, a disponibilidade de dados na produção de séries de “longa duração” comparáveis entre países aumentou de forma razoável.

Por outro lado, nem o mercado real, nem o mercado de capitais, são perfeitamente concorrenciais e funcionam livremente e sem restrições. Um conjunto de factores institucionais afastam-nos deste pressuposto: custos de transacção; políticas de discriminação de preços; controlo de capitais; barreiras comerciais; diferenças de risco e de liquidez dos activos; diferenças na construção dos índices de preços; etc.. Podem então surgir desvios em relação à condição de paridade quando estas variáveis não são tomadas em consideração na fase de especificação dos modelos. Além disso, pode igualmente apontar-se alguma carência de métodos econométricos formais para estudar a relação de PPC, limitando assim a sua capacidade de análise. Felizmente, com a utilização dos testes de raízes unitárias e o aparecimento da teoria da co-integração o problema esbateu-se significativamente.

---

<sup>2</sup> Como excelentes *surveys* veja-se Froot e Rogoff (1994), MacDonald (1995) e Rogoff (1996).

Este estudo tem por objectivo aplicar a teoria da PPC para analisar o equilíbrio de longo prazo no mercado cambial. O trabalho empírico é desenvolvido para o período de 1960 a 1999, incorporando assim simultaneamente períodos de câmbios fixos e de câmbios flexíveis. São utilizados dados anuais, trimestrais e mensais para estudar os casos de Portugal e da Espanha relativamente à Alemanha e de Portugal em relação à Espanha. A escolha de dois países do grupo de países menos desenvolvidos da União Europeia justifica-se pelo facto das suas economias terem sido relativamente fechadas aos movimentos de capitais, não possuírem uma moeda dominante, mas apresentarem actualmente mercados financeiros organizados a par de uma crescente integração. A inclusão da Alemanha está directamente relacionada com o papel nuclear desempenhado por este país no funcionamento do SME.

A aplicação da teoria a séries temporais alicerça-se na realização de testes de raízes unitárias, utilizando-se para o efeito os testes de Dickey-Fuller aumentado (ADF)<sup>3</sup>. O estudo baseia-se ainda na obtenção de relações de co-integração, empregando a metodologia proposta por Johansen (1995).

Este trabalho é estruturado da seguinte forma. A secção II apresenta as definições e conceitos básicos, faz uma revisão crítica das hipóteses subjacentes à teoria e introduz as relações de base. A secção III expõe os dados e a forma de tratamento das séries utilizadas. A secção IV testa a presença de raízes unitárias nas séries e representa graficamente as relações encontradas. A secção V estabelece um conjunto de relações de co-integração e analisa a existência de relações de longo prazo. Finalmente, a secção VI conclui este trabalho, deixando ainda algumas pistas para futuras investigações.

## **II. DEFINIÇÕES E CONCEITOS BÁSICOS**

A relação entre taxas de câmbio e preços subjacente à doutrina da PPC é uma das mais antigas e controversas relações na teoria das taxas de câmbio. A sua origem remonta à denominada Escola de Salamanca no século XVI com as entradas de metais preciosos da América; reconhece um renovado interesse durante o século XIX com o debate em redor dos escritos dos economistas clássicos como David Ricardo, Stuart Mill e Alfred Marshall; adquirindo um novo relevo no início do século XX com

---

<sup>3</sup> A grande maioria dos resultados foram obtidos utilizando os programas PcGive 9.0 e PcFiml 9.0. Veja-se Hendry e Doornik (1996), para o PcGive 9.0, e Doornik e Hendry (1997), para o PcFiml 9.0.

a publicação em 1922 do trabalho empírico do economista sueco Gustav Cassel<sup>4</sup>; sendo por último frequentemente utilizada depois da ruptura do padrão ouro durante a Primeira Guerra Mundial<sup>5</sup>.

A teoria da Paridade do Poder de Compra estabelece que, no longo prazo, ambos os níveis de preço nacional e estrangeiro são iguais quando medidos em termos da mesma moeda. Como é em geral aceite, esta relação deriva directamente da “Lei do Preço Único” a nível internacional, que no pressuposto de todos os bens serem transaccionáveis com custos de transporte nulos; não existirem obstáculos às trocas; existir homogeneidade perfeita dos bens nacionais e estrangeiros e de, normalmente, a concorrência ser perfeita, estabelece que o comércio livre de bens deve garantir preços idênticos entre os países<sup>6</sup>. Neste contexto, para qualquer *bem i*, tem-se a seguinte condição:

$$P_t(i) = P_t^*(i) \cdot E_t \quad (1)$$

onde  $P_t(i)$  é o preço do *bem i* em termos de moeda nacional no período  $t$ ,  $P_t^*(i)$  é o preço análogo em moeda estrangeira e  $E_t$  é o preço de uma unidade de moeda estrangeira em termos de moeda nacional no período  $t$ . O argumento simples de arbitragem no mercado de bens, subjacente à “Lei do Preço Único”, tem de facto constituído o ponto de partida para muitas derivações da PPC, tradicionalmente formulada de dois modos alternativos: a PPC absoluta e a PPC relativa.

A *versão absoluta da PPC* pode ser apresentada da seguinte forma:

$$P_t(IPC) = P_t^*(IPC) \cdot E_t \quad (2)$$

onde IPC corresponde ao cabaz de bens utilizado na formação de um índice de preços no consumidor.

Assim, na sua versão absoluta, a PPC implica que uma unidade de moeda, após conversão, deve trocar-se contra o mesmo cabaz de bens na economia nacional e no estrangeiro. Naturalmente, ainda que a “Lei do Preço Único” esteja garantida, não existem razões para que a condição (2) esteja igualmente assegurada, a não ser que os dois países tenham idênticos cabazes de consumo<sup>7</sup>.

<sup>4</sup> Cassel, Gustav (1922), *Money and foreign exchange after 1914*, MacMillan, Nova Iorque.

<sup>5</sup> Veja-se Frenkel (1981: 146-151), Rogoff (1996: 648-9) e Olloqui e Rivero (2000: 2-3). Para uma análise mais detalhada das origens da teoria da PPC veja-se também Frenkel (1978).

<sup>6</sup> Veja-se Isard (1977), Richardson (1978), Ardeni e Lubian (1991), Froot e al. (1995) ou Rogoff (1996).

<sup>7</sup> Cf. Froot e Rogoff (1994: 5) e MacDonald (1995: 439). Veja-se também Abuaf e Jorion (1990: 158-9) e Rogoff (1996: 650).

Com o objectivo de permitir um diferencial de preços constante entre cabazes, a literatura empírica focaliza-se ainda nos testes à *versão relativa da PPC*. Utilizando logaritmos e definindo as variáveis como taxas de variação, a PPC relativa pode ser facilmente obtida a partir da expressão (2):

$$\Delta p_t (IPC) = \Delta p_t^* (IPC) + \Delta e_t \quad (3)$$

onde as letras minúsculas representam os logaritmos das variáveis. A versão relativa da PPC requer assim que alterações nos níveis de preços relativos sejam contrabalançadas, durante o mesmo período de tempo, por variações (de igual percentagem) na taxa de câmbio.

Recorrendo ainda à expressão (2), podemos obter a definição de taxa de câmbio real (R)<sup>8</sup>:

$$R = \frac{E \cdot P^*}{P} \quad (4)$$

À luz da teoria da PPC, no longo prazo, a taxa de câmbio real deverá ser igual à unidade garantindo que, decorrido o período de tempo necessário para que as alterações nos preços sejam transmitidas à taxa de câmbio, os preços nacionais e estrangeiros possam ser iguais quando expressos em termos da mesma moeda<sup>9</sup>.

Contudo, na construção dos índices de preços, por exemplo, não são habitualmente atribuídos os mesmos pesos a cada bem, nem os atributos de qualidade desses bens são os mesmos. Além disso, tendo por base as novas explicações do comércio internacional baseadas na diferenciação, quer pelo lado da procura — onde a diferenciação pode provir da diversidade de gostos dos consumidores, dos seus níveis de rendimento, da “procura de diferença” ou da informação disponível —, quer pelo lado da oferta — onde os produtores diferenciam os bens pela sua qualidade para captar mercado dos seus rivais ou para erguerem barreiras à entrada de novos produtores —, as dificuldades na construção dos índices de preços, desejados mais eficientes, aumentam<sup>10</sup>.

---

<sup>8</sup> Para simplificar a notação utilizada, passamos a designar  $P_t(IPC)$  por  $P$ ;  $P_t^*(IPC)$  por  $P^*$  e  $E_t$  por  $E$ . De forma similar, as correspondentes letras minúsculas, representam os logaritmos das variáveis.

<sup>9</sup> Estamos naturalmente aqui a admitir que existe um processo de ajustamento de curto prazo no mercado cambial, essencial para alcançar o equilíbrio de longo prazo. Um grande número de estudos colocam em evidência que os desvios de curto prazo em relação à PPC têm um período médio de vida de 3 a 5 anos, podendo apresentar-se cumulativos e persistentes. Veja-se, por exemplo, Adler e Lehmann (1983: 1471-2) ou Rogoff (1996: 647-9). Para Wei e Parley (1995: 4) a existência deste fenómeno reflecte a volatilidade da taxa de câmbio nominal, estando igualmente relacionado com os custos de transporte. Os autores salientam ainda que as áreas de comércio livre como a então CEE e EFTA não parecem reduzir significativamente os desvios em relação à PPC comparativamente a outros países da OCDE. Veja-se também Froot e al. (1995) e Bayoumi e MacDonald (1998).

<sup>10</sup> Veja-se Linder (1961), Grubel e Lloyd (1975), Lancaster (1980) e Balassa (1986). Duarte (1997: 115-128) faz uma revisão desta literatura.

Deste modo, admite-se de forma consensual, que o valor de equilíbrio de longo prazo da taxa de câmbio real, entendido como a relação de PPC, não está continuamente assegurado, podendo então ser sustentado através de uma constante K que depende do ano base dos índices de preços:

$$R = \frac{E \cdot P^*}{P \cdot K} \quad (4')$$

ou, escrito sob a forma de logaritmos, temos:

$$r = e + p^* - p - k \quad (4'')$$

A variável K é determinada por um conjunto de factores que fazendo-se sentir de forma diferenciada pelos vários países, impedem os preços nacionais de serem iguais aos preços estrangeiros, quando expressos na mesma moeda<sup>11</sup>.

Podemos apontar como um dos aspectos que pode fazer variar K o forte cometimento por parte dos decisores perante a realização de políticas restritivas para levar a inflação para valores baixos. As divergências face à teoria da PPC podem igualmente ser ocasionadas por uma alteração da especialização internacional dos países, nomeadamente através do desenvolvimento de actividades relativamente mais intensivas em capital, podendo deste modo acentuar ou esbater diferenças de produtividade<sup>12</sup>. Também a alteração dos custos de produção internos provocada pelo aparecimento de novas fontes de exploração petrolífera, como foi o caso da descoberta de petróleo no mar do Norte, foi apontado como factor de não verificação da teoria da PPC. De facto, sob efeito de uma expansão da actividade económica verificar-se-ia uma apreciação da taxa de câmbio real que por sua vez poderia comprometer todo o esforço de industrialização e de diversificação da estrutura produtiva dos países<sup>13</sup>.

Burstein, Neves e Rebelo (2000) destacam ainda o papel desempenhado pelo sector dos serviços de distribuição na dinâmica (apreciação) da taxa de câmbio real. Para estes autores, num processo de estabilização baseado na taxa de câmbio real como foi, por exemplo, o desenvolvido na

---

<sup>11</sup> Cf. Chinn (1999: 4). Veja-se também Edison (1987: 377-8), Taylor (1996: 8) e Fernández (1998: 1444).

<sup>12</sup> Cunha e Machado (1993a: 20) salientam o papel determinante das despesas públicas na evolução da taxa de câmbio real. Stein e al. (1995) desenvolvem uma “abordagem alternativa” (família de modelos NATREX) explicando os movimentos na taxa de câmbio real em função do peso da dívida externa, da intensidade capitalística, do progresso tecnológico e da produtividade dos factores nos diferentes países.

<sup>13</sup> Este fenómeno paradoxal foi qualificado, no seio da literatura económica, de *Dutch Disease* ou Síndrome Holandês. Veja-se, por exemplo, Murphy (1994) onde se ilustram os efeitos macroeconómicos de curto prazo na economia da Colômbia como resultado da recente descoberta e desenvolvimento planeado de novos recursos petrolíferos. Koutassila (1999) analisa as consequências negativas do mesmo fenómeno para o Congo e Camarões. Veja-se também Eismont e Kuralbaeva (1999) para o caso da economia Russa.

Argentina, os custos de produção acabaram por ser uma pequena parte do preço final de um produto. Os custos mais significativos e que podem explicar as divergências face à PPC parecem ser de facto os custos de distribuição.

Em todos estes casos teremos uma evolução da variável K que, se não considerada, pode ser tomada como rejeição da referida teoria. Contudo, na hipótese de ser considerada, podem também existir divergências face à teoria uma vez que os próprios factores que a determinam são função de outros elementos.

Mas se os trabalhos empíricos sobre a possibilidade de estabelecer um valor de equilíbrio de longo prazo para a taxa de câmbio real referem implicitamente a versão relativa da PPC, a verdade é que alguns autores como, por exemplo, Edison (1987), Ardeni e Lubian (1991), MacDonald (1995) ou Botas e Sousa (1995), consideram ainda uma *versão não restrita da PPC* que pode ser expressa através de uma função preço:

$$P = \beta \cdot E^{\alpha_1} \cdot (P^*)^{\alpha_2} \quad (5)$$

que após a aplicação de logaritmos, vem escrita da seguinte forma:

$$p = \alpha_0 + \alpha_1 \cdot e + \alpha_2 \cdot p^* \quad \text{com } \alpha_0 = \ln \beta \quad (6)$$

Esta versão tem sido a mais utilizada em testes de co-integração no sentido de Engle e Granger<sup>14</sup>, embora o objectivo seja “simplesmente” testar a presença de uma tendência comum de evolução entre as variáveis. De referir que na hipótese de  $\alpha_0=0$ ,  $\alpha_2=1$  (simetria) e  $\alpha_1=\alpha_2=1$  (proporcionalidade) obtemos a PPC na sua versão absoluta.

No nosso estudo, a teoria da PPC foi testada partindo da relação da taxa de câmbio real dada pela seguinte expressão:

$$r = e + p^* - p \quad (7)$$

Na obtenção de relações de co-integração a técnica de estimação utilizada difere no entanto da anterior, consistindo na aplicação do método da máxima verosimilhança proposto por Johansen (1995).

---

<sup>14</sup> Engle, R. F. e J. Granger (1987), “Co-integration and error correction: representation, estimation and testing”, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.

### III. DADOS

Foram utilizados dados de periodicidade anual (A), trimestral (T) e mensal (M), tentando cobrir o período de 1960 a 1999<sup>15</sup>. Para as séries dos preços (Índice de Preços no Consumidor e Deflator do PIB) e das taxas de câmbio foram retidos o último valor do período (UV), o último valor médio (UVM) e o valor médio do período (MA)<sup>16</sup>.

Em geral, os dados foram obtidos a partir das fontes estatísticas publicadas pela OCDE, sendo preferencialmente utilizadas as mais recentes<sup>17</sup>. Procurou-se sempre obter o maior número de observações pelo que existiu algumas vezes a necessidade de conciliar séries mais recentes com outras mais antigas. Sem este procedimento não teria sido possível utilizar um número razoável de observações. As rupturas nas séries verificaram-se com a Espanha e a Alemanha.

Nos testes à PPC foram usadas inicialmente as taxas de câmbio bilaterais nominais (E) do Escudo (ES), da Peseta (PTA) e do Marco Alemão (DM) contra o Dólar Americano (USD), para posteriormente determinar as taxas de câmbio bilaterais nominais do Escudo contra o Marco Alemão (EESDM), do Escudo contra a Peseta (EESPTA) e desta última moeda contra o Marco Alemão (EPTADM). No que diz respeito aos índices de preços, para além do Índice de Preços no Consumidor (IPC), disponível numa base mensal, foi igualmente utilizado o Deflator do PIB (DPIB), com uma periodicidade trimestral e anual.

Com a introdução deste último índice de preços procurou-se ter em conta o facto de no deflator do PIB ser dada uma maior importância ao conjunto de bens transaccionáveis, o que deverá conduzir em princípio a resultados mais robustos na confirmação ou refutação empírica da teoria da PPC<sup>18</sup>.

---

<sup>15</sup> Hakkio e Rush (1990) sugerem que existe um ganho adicional de informação quando se aumentam as observações utilizando dados de alta frequência (mensais e trimestrais) o que poderá aumentar o poder dos testes. Para uma visão alternativa veja-se Ardeni e Lubian (1991: 1037) ou MacDonald (1995: 468-71). Kim (1990) faz uma síntese da literatura sobre os resultados mais importantes dos estudos onde se utilizaram dados de diferente frequência.

<sup>16</sup> O último valor do período (UV), tratando-se de séries anuais, é obtido a partir do último valor mensal ou trimestral de cada ano, consoante os dados estejam disponíveis numa base mensal ou trimestral, ou através do último valor de cada trimestre, caso das séries trimestrais. De forma similar, para séries anuais, o valor médio do período (MA) consiste no cálculo da média aritmética das doze observações mensais ou das quatro observações trimestrais ou, caso se pretenda obter séries trimestrais, na média aritmética das três observações de cada trimestre. O último valor médio (UVM) é obtido apenas para séries anuais, consistindo na média aritmética das três observações registadas no último trimestre de cada ano.

<sup>17</sup> Base de dados da *OECD Main Economic Indicators*, editada por *Estima, USA* ([www.estima.com](http://www.estima.com)). Para Portugal foram ainda utilizados dados do Instituto Nacional de Estatística e do Banco de Portugal.

<sup>18</sup> Veja-se Edison (1987: 380-5). Engel (1996) faz uma desagregação dos índices de preços em índices de preços dos bens transaccionáveis e índices de preços dos bens não transaccionáveis, procurando deste modo entrar em linha de conta com uma componente não estacionária e uma componente estacionária da taxa de câmbio real. Veja-se também Fisher e Park (1991: 1477-8) e Burstein, Neves e Rebelo (2000: 13-19).

Uma outra alternativa poderia passar pela utilização de um índice de preços dos bens exportáveis. Contudo, como adianta Chinn (1998:4), é provável que a composição dos cabazes de exportação varie ainda de forma mais acentuada entre países que o correspondente cabaz do IPC. Neste contexto, optamos por não aplicar este tipo de índice. Foi deste modo possível — utilizando dois tipos diferentes de índices de preços — considerar duas formas alternativas de cálculo para a taxa de câmbio real (Cr), variável a partir da qual se desenvolveu o estudo aplicado da PPC (equação nº 7).

As séries foram transformadas em logaritmos e expressas na forma de índices com base em 1990.

#### **IV. TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS**

Para a confirmação empírica da teoria da PPC as relações dadas pela taxa de câmbio real (equação nº 7) têm de ser estacionárias. No estudo da estacionaridade dessas séries utilizámos o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado. Admitiu-se como hipótese nula a não estacionaridade das séries, ou seja, a existência de raiz unitária. Na prática, isto significa aceitar a hipótese nula se a estatística t do teste ADF for inferior ao valor crítico ou, pelo contrário, rejeitar a hipótese nula quando o valor da estatística t do teste ADF for superior ao valor crítico. Esta última situação equivale a dizer que a série é estacionária, ou seja, a concluir pela não existência de raiz unitária.

De acordo com o teste ADF, foi necessário de início proceder à escolha do número de defasamentos a utilizar por forma a evitar a auto-correlação dos erros. Para o efeito foram usados os testes à hipótese nula dos coeficientes dos defasamentos, testes simples (t) e de conjunto (F). Admitiu-se que a selecção seria feita partindo do defasamento mais elevado para o mais baixo. Com este procedimento procuramos adoptar uma espécie de “regra de prudência econométrica” no sentido em que seria menos nefasto incluir um defasamento que não interessava, do que excluir algum que fosse importante considerar, o que eventualmente aconteceria se a escolha fosse efectuada partindo do defasamento mais baixo. A análise foi feita para um número máximo de treze, oito ou cinco defasamentos, consoante se tratasse de dados mensais, trimestrais ou anuais. Na situação em que não foi escolhido qualquer defasamento, utilizou-se apenas o teste de raiz unitária de Dickey-Fuller, tendo-se por consequência analisado a auto-correlação dos erros com a estatística de Durbin-Watson.

**Quadro 1: Análise de Estacionaridade da Taxa de Câmbio Real (PPC)**

Variável		Período	Valor Crítico 5%	Valor Crítico 1%	Lag	t-ADF / DF	t-value constant	t-value trend	Estacionaridade
<b>CrIPCESDMM</b> (1.1)	S+C+T -	1960:01 ; 1999:07	-3.421 -	-3.982 -	<b>10</b> -	<b>-3.603*</b> -	<b>3.583</b> -	<b>-3.234</b> -	EC* ; ET*
<b>CrIPCESDMTUV</b> (1.2)	S+C+T -	1960:01 ; 1999:02	-3.44 -	-4.02 -	<b>3</b> -	<b>-3.655*</b> -	<b>3.657</b> -	<b>-3.238</b> -	EC* ; ET*
<b>CrIPCESDMTMA</b> (1.3)	S+C+T -	1960:01 ; 1999:02	-3.44 -	-4.02 -	<b>4</b> -	<b>-4.146**</b> -	<b>4.13</b> -	<b>-3.59</b> -	EC** ; ET**
<b>CrIPCESDMAUV</b> (1.4)	T+C -	1960:01 ; 1998:01	-3.535 -	-4.224 -	<b>1</b> -	<b>-4.261**</b> -	<b>4.25</b> -	<b>-3.481</b> -	EC** ; ET**
<b>CrIPCESDMAUVM</b> (1.5)	T+C -	1960:01 ; 1998:01	-3.535 -	-4.224 -	<b>1</b> -	<b>-4.155*</b> -	<b>4.145</b> -	<b>-3.441</b> -	EC* ; ET*
<b>CrIPCESDMAMA</b> (1.6)	T+C -	1960:01 ; 1998:01	-3.535 -	-4.224 -	<b>1</b> -	<b>-4.509**</b> -	<b>4.496</b> -	<b>-3.803</b> -	EC** ; ET**
<b>CrDPIBESDMTUV</b> (1.7)	S+C+T -	1970:01 ; 1998:04	-3.45 -	-4.042 -	<b>3</b> -	<b>-2.237</b> -	<b>2.356</b> -	<b>-2.186</b> -	NE
<b>CrDPIBESDMTMA</b> (1.8)	S+C+T -	1970:01 ; 1998:04	-3.45 -	-4.042 -	<b>3</b> -	<b>-2.297</b> -	<b>2.447</b> -	<b>-2.138</b> -	NE
<b>CrDPIBESDMAMA</b> (1.9)	T+C C	1960:01 ; 1998:01	-3.539 -2.945	-4.232 -3.623	2 2	-1.076 <b>-0.9539</b>	1.136 0.941	-1.407 -	NE NE
<b>CrIPCPTADMM</b> (1.10)	S+C+T S+C	1960:01 ; 1999:07	-3.421 -2.868	-3.982 -3.446	1 1	-2.655 <b>-2.117</b>	2.712 <b>2.217</b>	-1.632 -	NE NE
<b>CrIPCPTADMTUV</b> (1.11)	S+C+T S+C	1960:01 ; 1999:02	-3.439 -2.88	-4.019 -3.473	0 0	-2.404 <b>-1.973</b>	2.427 <b>2.028</b>	-1.419 -	NE NE
<b>CrIPCPTADMTMA</b> (1.12)	S+C+T S+C	1960:01 ; 1999:02	-3.439 -2.88	-4.019 -3.473	1 1	-2.567 <b>-2.11</b>	2.552 <b>2.111</b>	-1.516 -	NE NE
<b>CrIPCPTADMAUV</b> (1.13)	T+C C	1960:01 ; 1998:01	-3.531 -2.94	-4.216 -3.612	0 0	-2.493 <b>-2.047</b>	2.465 <b>2.031</b>	-1.471 -	NE NE
<b>CrIPCPTADMAUVM</b> (1.14)	T+C C	1960:01 ; 1998:01	-3.531 -2.94	-4.216 -3.612	0 0	-2.288 <b>-1.971</b>	2.258 1.955	-1.267 -	NE NE
<b>CrIPCPTADMAMA</b> (1.15)	T+C C	1960:01 ; 1998:01	-3.535 -2.94	-4.224 -3.612	1 0	-3.052 <b>-1.845</b>	3.012 1.827	-1.768 -	NE NE
<b>CrDPIBPTADMTUV</b> (1.16)	S+C+T S+C	1970:01 ; 1999:01	-3.449 -	-4.039 -	0 -	<b>-2.688</b> -	<b>2.694</b> -	<b>-2.227</b> -	NE -
<b>CrDPIBPTADMTMA</b> (1.17)	S+C+T S+C	1970:01 ; 1999:01	-3.449 -	-4.039 -	0 -	<b>-2.432</b> -	<b>2.428</b> -	<b>-1.987</b> -	NE -
<b>CrDPIBPTADMAMA</b> (1.18)	T+C C	1970:01 ; 1998:01	-3.622 -	-4.417 -	5 -	<b>-3.34</b> -	<b>3.315</b> -	<b>-3.087</b> -	NE -
<b>CrIPCESPTAM</b> (1.19)	S+C+T S+C	1960:01 ; 1999:07	-3.421 -2.868	-3.982 -3.447	12 12	-2.286 <b>-2.271</b>	0.357 0.087	-0.657 -	NE NE
<b>CrIPCESPTATUV</b> (1.20)	S+C+T S+C	1960:01 ; 1999:02	-3.44 -2.88	-4.02 -3.474	3 3	-1.959 <b>-1.952</b>	1.261 0.99	-0.793 -	NE NE
<b>CrIPCESPTATMA</b> (1.21)	S+C+T S+C	1960:01 ; 1999:02	-3.44 -2.88	-4.02 -3.474	3 3	-2.208 <b>-2.2</b>	1.502 1.308	-0.747 -	NE NE
<b>CrIPCESPTAAUV</b> (1.22)	T+C C	1960:01 ; 1998:01	-3.531 -2.942	-4.216 -3.617	0 1	-1.957 <b>-2.818</b>	1.811 <b>2.503</b>	-0.784 -	NE NE
<b>CrIPCESPTAAUVM</b> (1.23)	T+C C	1960:01 ; 1998:01	-3.531 -2.94	-4.216 -3.612	0 0	-1.86 <b>-1.899</b>	1.767 1.634	-0.789 -	NE NE
<b>CrIPCESPTAAMA</b> (1.24)	T+C C	1960:01 ; 1998:01	-3.535 -2.942	-4.224 -3.617	1 1	-2.86 <b>-2.927</b>	2.375 <b>2.613</b>	-0.522 -	NE NE
<b>CrDPIBESPTATUV</b> (1.25)	S+C+T S+C	1970:01 ; 1998:04	-3.449 -2.887	-4.04 -3.488	0 0	-1.493 <b>-1.812</b>	1.815 1.47	-1.146 -	NE NE
<b>CrDPIBESPTATMA</b> (1.26)	S+C+T S+C	1970:01 ; 1998:04	-3.449 -2.887	-4.04 -3.489	0 3	-1.345 <b>-1.913</b>	2.147 1.279	-1.296 -	NE NE
<b>CrDPIBESPTAAMA</b> (1.27)	T+C C	1970:01 ; 1998:01	-3.58 -2.971	-4.323 -3.685	0 0	-1.136 <b>-1.692</b>	2.244 1.533	-1.687 -	NE NE

**Nota 1:** Sempre que um valor é apresentado com tonalidade mais acentuada (*bold*) significa que foi retido para as conclusões do nosso estudo. O significado das notações utilizadas é o seguinte: S=Sazonalidade; C= Constante; T=Tendência; NE=Não Estacionária; E=Estacionária; Z=Estatisticamente não diferente de zero. Consideramos o valor da constante ou da tendência estatisticamente não diferente de zero para valores absolutos inferiores a 1.96.

**Nota 2:** Foi usada a notação (\*) e (\*\*) para representar a rejeição da hipótese nula a um nível de significância de 5% e de 1%, respectivamente.

**Exemplo de leitura:** A variável taxa de câmbio real, calculada a partir do Índice de Preços no Consumidor, entre o escudo e o marco para dados anuais último valor (CrIPCESDMAUV) é estacionária à volta de uma tendência estatisticamente diferente de zero para um nível de significância de 1% (ET\*\*).

Os resultados da aplicação dos testes de raízes unitárias apontam em geral para duas conclusões.

Por um lado, os testes à teoria da PPC não foram capazes de rejeitar a não estacionaridade da taxa de câmbio real entre Portugal e a Alemanha (casos 1.1 a 1.9), da Espanha relativamente à Alemanha (casos 1.10 a 1.18) e de Portugal em relação à Espanha (casos 1.19 a 1.27).

Aceitou-se assim a hipótese de existência de uma raiz unitária, o que desde logo indicou a presença de desequilíbrios de longo prazo no mercado cambial. Com efeito, tendo por base os resultados dos testes ADF (Quadro 1), em nenhuma situação se confirmou a estacionaridade à volta de uma constante, pelo que na eventualidade de ocorrer um determinado choque, as perturbações ocasionadas perdurariam ao longo do tempo, não permitindo um regresso ao valor de equilíbrio.

### Figuras 1 a 6: Taxas de Câmbio Reais (Portugal v. s. Alemanha)

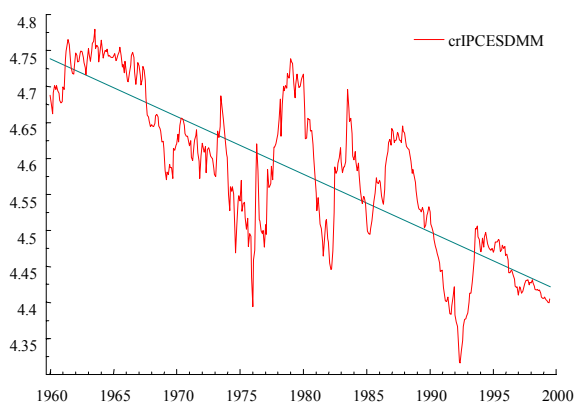


Figura 1

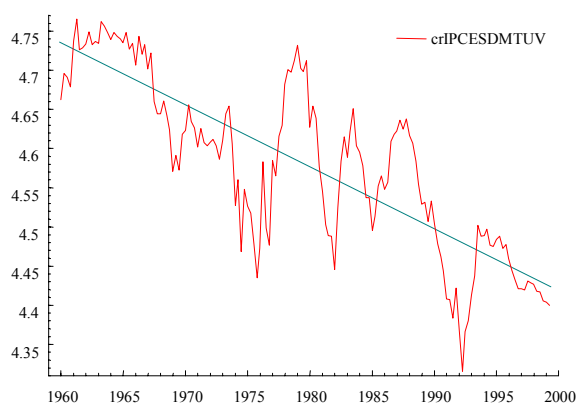


Figura 2

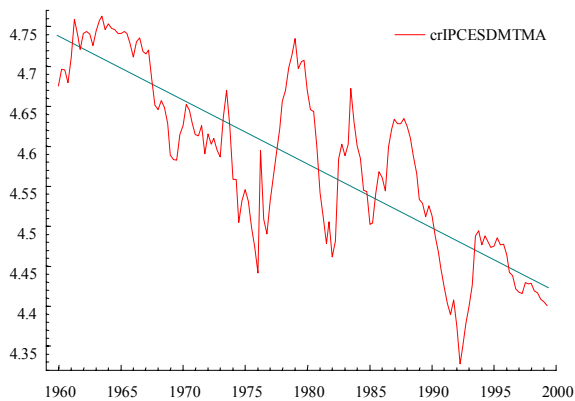


Figura 3

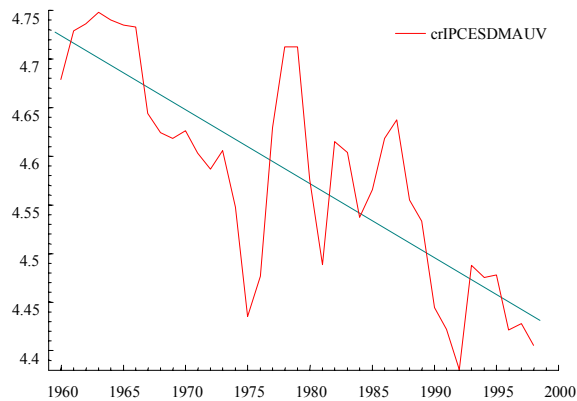


Figura 4

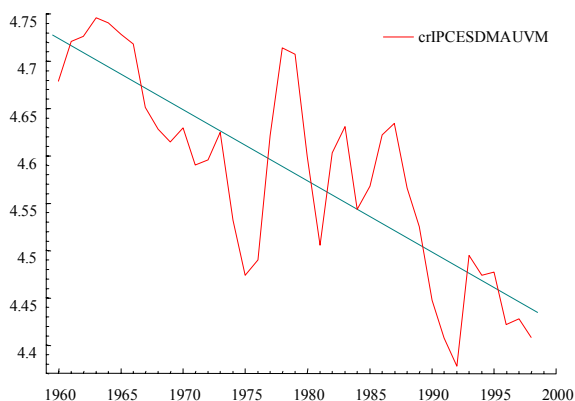


Figura 5

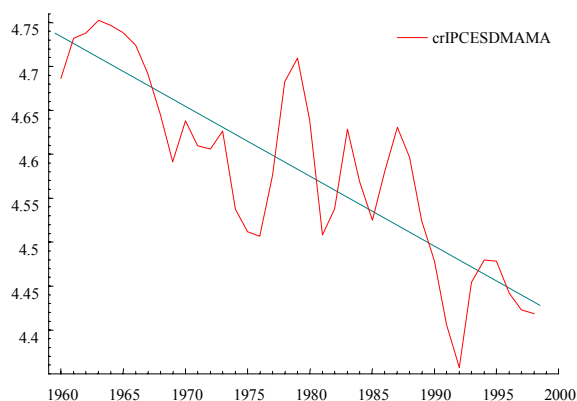


Figura 6

Por outro lado, constatou-se que os resultados dos testes de raízes unitárias apontavam ainda para a existência de algumas séries estacionárias à volta de uma tendência, concretamente nas taxas de câmbio reais entre Portugal e a Alemanha, quando calculadas a partir do IPC (casos 1.1 a 1.6). A análise das Figuras 1 a 6 permite perceber a existência de um fenómeno de *mean reversion* à volta de uma tendência que os nossos testes comprovaram. Na verdade, as perturbações ocorridas sobre as taxas de câmbio reais causadas, por exemplo, por desvalorizações do escudo não perduraram, verificando-se antes com o decorrer do tempo um regresso aos valores da tendência<sup>19</sup>.

De forma mais particular, os testes de raízes unitárias permitem tecer as seguintes observações:

i) Ao contrário do que por vezes é sugerido, o facto de terem sido retidos valores anuais, trimestrais e mensais não alterou significativamente os resultados do nosso estudo. A estacionaridade das séries evidenciou independência perante a frequência alta ou baixa dos dados utilizados.

ii) Apesar do maior peso atribuído ao conjunto de bens transaccionáveis, a introdução do deflator do PIB como índice de preços não conduziu a resultados mais satisfatórios. Embora tivéssemos concluído que as séries das taxas de câmbio reais eram não estacionárias, a verdade é que quando se apresentaram estacionárias em tendência, esse resultado foi apenas verificado utilizando o índice de preços no consumidor, contrariando assim as expectativas iniciais. Contudo, como observa Chinn (1998:4), se os cabazes de bens de consumo se tornarem mais similares através dos países que os produzem ou vendem por grosso, os índices de preços no consumidor podem fornecer uma medida mais coerente dos níveis de preços e consequentemente das taxas de câmbio reais, o que provavelmente terá acontecido no caso de Portugal e da Alemanha, atendendo à importância cada vez maior das relações comerciais entre os dois países, particularmente em termos de comércio intra-ramo.

iii) Perante a rejeição contínua da teoria da PPC poder-se-ia pensar que os agentes interiorizavam, por qualquer “ordem de razão natural”, que com o decorrer do tempo a moeda forte e de referência do SME (o marco alemão) valorizar-se-ia face às outras moedas. Concluiu-se pelo contrário que são as moedas fracas e, em especial, o escudo português, tradicionalmente não utilizadas nas relações comerciais internacionais, que ao longo do tempo sofreram uma apreciação real.

---

<sup>19</sup> Tratou-se de uma tendência para a apreciação real do escudo. Dada a grande importância deste resultado, voltaremos a esta questão mais à frente.

Embora os resultados no seu conjunto não revelem muito esta situação para a Espanha, também se registou uma apreciação real da peseta face ao marco, em particular no período de 1987 a 1997<sup>20</sup>. De notar ainda que a economia portuguesa e espanhola fazem parte de uma mesma área geográfica, com especialização comum na produção de determinados bens, e concorrentes entre si em mercados terceiros. Assim, a desvalorização da moeda de uma destas economias pode gerar um efeito de contágio que conduzirá à desvalorização da outra moeda. Terá sido este “efeito dominó” o responsável por algumas das desvalorizações do escudo ocorridas na sequência de desvalorizações da peseta<sup>21</sup>.

Observando novamente as Figuras 1 a 6, podemos constatar que após o período de instabilidade que marcou os anos subsequentes aos dois choques petrolíferos, a grande fase de apreciação real do escudo inicia-se em 1986, coincidindo com a entrada de Portugal e da Espanha para a então CEE. A tendência para a apreciação real desta moeda acentua-se nos anos seguintes, num processo caracterizado do ponto de vista da política económica pela definição na generalidade dos países membros do SME de um objectivo estratégico prioritário: o combate à inflação.

Dada a sua tradição anti-inflacionista, a Alemanha assume desde então, definitivamente, o papel de país de referência na Europa, procurando os vários países, incluindo Portugal, uma convergência para os seus níveis de preços. No caso de Portugal a opção pela estabilidade dos preços tornava-se mesmo obrigatória, já que este país se apresentava como um candidato a participar na 3ª fase da UEM. Neste contexto, não é de estranhar que ao longo dos últimos anos se tenha assistido a uma tendência de aproximação dos níveis de inflação dos dois países, conseguida através de uma redução gradual no ritmo de crescimento dos preços na economia portuguesa. Contudo, apesar deste comportamento, o diferencial de inflação apresentou-se sistematicamente desfavorável a Portugal o que conjuntamente com uma depreciação nominal insuficiente do escudo relativamente ao marco conduz à tendência para a apreciação real do escudo. De facto, nem mesmo as desvalorizações de 6%, 6.5% e 3.5% por que passou o escudo em finais de 1992, 1993 e 1995, contribuíram para inverter a tendência revelada de apreciação real da moeda portuguesa.

---

<sup>20</sup> Veja-se Cunha e Machado (1993b). Canzoneri e al. (1998) observam que a produtividade cresce mais rapidamente na Alemanha do que nos outros países da Europa Comunitária, justificando assim os diferenciais de preços favoráveis à Alemanha e a consequente apreciação real de moedas como a peseta, a lira, o escudo ou o franco belga. Veja-se também Olloqui e Rivero (1999).

<sup>21</sup> Loureiro (1998: 73-130) apresenta uma boa cronologia dos acontecimentos.

Perante estes resultados, coloca-se forçosamente a questão de saber porque é que uma pequena economia como a portuguesa, com uma moeda fraca, não sofreu então fortes ataques especulativos; porque é que a desvalorização nominal do escudo não foi mais acentuada, continuando pelo contrário o seu processo de apreciação real? Na verdade, não podemos esquecer que um fenómeno semelhante registado noutros países, não apenas asiáticos, mas também da América Latina, como é o caso do México e da Argentina, conduziu as suas economias para graves crises financeiras.

Tudo indica que alguns dos factores anteriormente apontados como responsáveis pelas alterações na variável K devem ter tido influência para que se tenha verificado a apreciação real do escudo e essa apreciação não tenha conduzido a ataques especulativos. Na realidade, para que Portugal não tivesse vivido nenhuma situação de crise com contornos similares à destes países, em muito poderá ter contribuído o facto da economia portuguesa estar inserida desde o período de mais acentuada apreciação real do escudo num processo de integração europeia, permitindo-lhe assim beneficiar de toda a credibilidade e estabilidade conferida pela aceitação tácita da política monetária anti-inflacionista do Bundesbank e pela fixação do escudo em relação ao marco. Deste modo, sob a alçada do Mecanismo de Taxas de Câmbio do SME e da EU, Portugal conseguiu evitar, mesmo depois da abolição em finais de 1992 das últimas restrições à mobilidade internacional de capitais, os efeitos de eventuais ataques especulativos, ou seja, impedir quedas abruptas no *stock* de reservas cambiais em resultado de fortes expectativas de desvalorização da sua moeda. Na sequência deste processo a economia portuguesa conseguiu igualmente alcançar com êxito o objectivo prioritário de estabilidade dos preços, que era explicitamente assumido pelo poder político.

A situação vivida por Portugal pode servir de exemplo a outros países que estando envolvidos num processo de integração similar ao da economia portuguesa e espanhola poderão evitar os problemas da apreciação real das suas moedas. Caso contrário, estarão mais expostos a eventuais crises financeiras na sequência de ataques especulativos contra a sua moeda, como sucedeu em finais dos anos noventa com várias moedas de países do Sudeste Asiático e da América Latina. Perante esta evidência, como é sugerido por Cooper (1999), não resta aos pequenos países outra alternativa senão fazer parte das grandes áreas monetárias dominantes, mesmo que isso os impeça em definitivo de conduzir livremente a política monetária e cambial.

Terminados os testes de raízes unitárias, na tentativa de continuar a analisar o equilíbrio de longo prazo no mercado cambial, o nosso estudo baseou-se em seguida na obtenção de relações de co-integração (vectores de co-integração).

## V. CO-INTEGRAÇÃO

Com vista à co-integração procurou saber-se o grau de integração das variáveis presentes na PPC. Quando uma variável era I(2) procurou-se combinar essa variável com outra presente na relação de PPC de forma a obter uma nova variável I(1). Por exemplo, para a série CrIPCESDMTUV constatou-se que a taxa de câmbio nominal ( $e$ ) era I(1), o preço nacional ( $p$ ) era I(2) e que o preço estrangeiro ( $p^*$ ) era igualmente I(2). Contudo, quando os níveis de preços dos dois espaços foram combinados na forma  $(p - p^*)$ , verificou-se que já eram I(1). Com base nesta informação passou-se à co-integração<sup>22</sup>. Foram assim utilizadas de forma complementar duas metodologias: a análise de estacionaridade (testes de raízes unitárias) e a análise de co-integração.

Procurou-se então averiguar se no longo prazo poderia existir uma combinação linear entre a taxa de câmbio nominal e os preços que já fosse estacionária. Tratava-se de encontrar uma relação de longo prazo (vector de co-integração) que traduzisse a forma como as variáveis se podiam relacionar.

A técnica de estimação utilizada na co-integração das séries temporais consistiu na aplicação do método da máxima verosimilhança desenvolvido por Sören Johansen. Seguindo, como dissemos, esta metodologia, vamos proceder inicialmente à especificação de um sistema a partir das variáveis sugeridas pela teoria, bastando para esse efeito que pelo menos duas dessas variáveis sejam I(1)<sup>23</sup>.

Fundamental para este ensejo foi o processo através do qual se combinaram linearmente variáveis I(2) de forma a gerarem variáveis I(1). Mesmo assim, em determinadas situações não foi possível avançar para a análise de co-integração uma vez que a própria combinação de variáveis se apresentou I(2). Este foi o caso das séries da taxa de câmbio real entre Portugal e a Espanha, quando construídas a partir do DPIB. Noutros casos aplicámos a metodologia da co-integração tendo por base

---

<sup>22</sup> Perante o volume de informação em causa, não se apresentam aqui os resultados deste trabalho preliminar. No entanto, o autor disponibilizasse a fornecer essa informação quando solicitada através do seguinte E-mail: [portugal@sonata.fe.uc.pt](mailto:portugal@sonata.fe.uc.pt).

<sup>23</sup> Podendo as restantes serem I(0). Veja-se Johansen (1995). Veja-se também Hansen e Juselius (1995). Marques (1998) e Andrade (1999) dão alguns exemplos.

as primeiras diferenças daquelas variáveis. Podemos referir o caso da série CrIPCPTADMTUV em que inicialmente a taxa de câmbio nominal ( $e$ ) era  $I(1)$  e o preço nacional ( $p$ ) e o preço estrangeiro ( $p^*$ ) eram  $I(2)$ . Assim, depois de se ter constatado que a combinação dos níveis de preços ( $p-p^*$ ) era igualmente  $I(2)$ , a análise de co-integração foi realizada partindo das primeiras diferenças ( $de$ ;  $dp$  e  $dp^*$ ), uma vez que sob esta forma as variáveis se apresentavam  $I(0)$ ,  $I(1)$  e  $I(1)$ , respectivamente.

Para a especificação do sistema foi igualmente necessário definir a natureza das variáveis a incluir. Numa primeira fase, como variáveis endógenas foram consideradas as variáveis sugeridas pela teoria, ou seja, a taxa de câmbio nominal, o preço nacional e o preço estrangeiro. Estas variáveis foram sempre definidas como fazendo parte do espaço de co-integração. Numa segunda fase, foram introduzidas adicionalmente na análise outras variáveis, assumindo a natureza de variáveis endógenas e exógenas. No primeiro caso, encontramos por exemplo a taxa de juro nacional ( $i$ ), variável admitida dentro do espaço de co-integração. No segundo caso, temos por exemplo a taxa de juro estrangeira ( $i^*$ ), apresentando-se esta variável dentro e fora do espaço de co-integração. A constante ( $C$ ) e a tendência ( $T$ ) receberam um tratamento particular em cada um dos casos acima uma vez que tanto foram incluídas como excluídas da análise. Quando incluídas, a constante foi considerada dentro e fora do espaço de co-integração, o mesmo já não acontecendo à tendência que se pressupôs que faria sempre parte do espaço de co-integração. Identificadas as variáveis a incluir no sistema e definida a sua natureza, procedeu-se em seguida à escolha do número de desfasamentos a utilizar de forma a evitar a auto-correlação dos erros. Não foi retido qualquer desfasamento para as variáveis exógenas<sup>24</sup>.

Deste modo, tendo por base os valores dos *testes do traço* e do  $\lambda$  *max* (valor do valor próprio máximo) para um intervalo de confiança de 95%, a aceitação ou rejeição da hipótese nula era equivalente a aceitar ou rejeitar o número de vectores indicados pela ordem de co-integração em causa<sup>25</sup>. No entanto, na situação em que é aceite a hipótese nula — para uma ordem de co-integração superior a zero — isso corresponde apenas a dizer que está encontrado um ou mais vectores de co-integração, nada garantindo ainda que esses vectores estejam conforme a teoria.

---

<sup>24</sup> Ver Doornik e Hendry (1997: 58-78).

<sup>25</sup> Na prática, isto significa aceitar a hipótese nula se o valor do teste do *traço* ou do  $\lambda$  *max* for inferior ao valor crítico, ou pelo contrário, rejeitar a hipótese nula se isso não acontecer.

A auto-correlação dos erros foi avaliada equação a equação. Perante a não exclusão de auto-correlação, procedeu-se à escolha de defasamentos de ordem superior. Uma vez adoptado este procedimento e persistindo ainda o problema, foi então utilizado um teste multivariado onde a ausência de auto-correlação era avaliada para o conjunto do sistema. Garantida a ausência de auto-correlação, prosseguimos a análise de co-integração com a escolha do número de vectores co-integrados<sup>26</sup>. Em seguida, efectuaram-se testes de Wald aos coeficientes das relações de co-integração de acordo com a teoria da PPC<sup>27</sup>.

Os principais resultados da utilização da metodologia descrita anteriormente são apresentados no Quadro 2. Da leitura do referido quadro podemos retirar várias conclusões.

Por um lado, constatou-se que independentemente da periodicidade das séries, na maioria dos casos analisados foi possível encontrar pelo menos um vector de co-integração conforme a PPC<sup>28</sup>. Embora os testes de raízes unitárias não tivessem sido capazes de rejeitar a não estacionaridade da taxa de câmbio real, através do estudo da co-integração conseguiram-se obter relações lineares de longo prazo de acordo com a teoria da PPC. Em determinados casos esta possibilidade esteve relacionada com o facto da análise da auto-correlação dos erros ter sido efectuada utilizando um teste multivariado, caso contrário, não teria sido possível aceitar relações de co-integração coerentes com a referida teoria.

Por outro lado, verificou-se que os resultados anteriores podiam depender fortemente das variáveis a partir das quais era formulado o sistema objecto de estimação. Na realidade, se apenas tivessem sido consideradas as variáveis sugeridas pela teoria da PPC, em quatro dos casos analisados ter-se-ia apurado que o teste de Wald rejeitaria a restrição imposta<sup>29</sup>. Contudo, ao incluírem-se as taxas de juro dos vários países, enquanto factores de explicação dos erros da relação de longo prazo implícita nessa teoria, concluiu-se que aquela situação já era possível.

---

<sup>26</sup> No caso de se concluir pela hipótese nula que existem dois vectores de co-integração, deve continuar a impor-se apenas uma única restrição. Esta será aplicada inicialmente ao nível da 2ª ordem de co-integração e só depois na 1ª ordem. Se entretanto o valor da estatística do  $\chi^2$  for superior a 5%, isso significa que foram encontrados dois vectores de co-integração. Se estiverem em causa três ou mais vectores de co-integração, o procedimento será similar.

<sup>27</sup> Veja-se Bação (1999).

<sup>28</sup> Exceptuam-se dois casos entre Portugal e a Alemanha (casos 2.2 e 2.3) e um caso entre a Espanha e a Alemanha (caso 2.10) em que a relação de longo prazo se apresentou estacionária à volta de uma tendência.

<sup>29</sup> Dois entre Portugal e a Alemanha (casos 2.7 e 2.8), dois outros entre a Espanha e a Alemanha (casos 2.10 e 2.15).

**Quadro 2: Análise de co-integração**

Série (caso)	Variáveis Endógenas v. s. Exógenas	Const.	Tend.	Auto-correlação dos erros (chi <sup>2</sup> )	Desf. End.	VECTOR DE CO-INTEGRAÇÃO	Resultado das Restrições Gerais (LR-Test Chi <sup>2</sup> )
CrIPCESDMM (2.1)	e; (p - p*)	U	T	12.78[0.385]; 17.35[0.136]	15		13.43[0.0002]**
	“	-	-	18.12[0.112]; 10.82[0.544]	72	1ª: 1.e - 1.(p - p*)	2.46[0.116]
CrIPCESDMTUV (2.2)	e; (p - p*)	U	T	4.63[0.327]; 8.43[0.077]	4	1ª: 1.e - 1.(p - p*) + 0.0021279.Trend	2.51[0.113]
	“	U	T=0	4.63[0.327]; 8.43[0.077]	4		17.96[0.0001]**
CrIPCESDMTMA (2.3)	e; (p - p*)	U	T	8.81[0.065]; 3.55[0.469]	4	1ª: 1.e - 1.(p - p*) + 0.0021911.Trend	2.58[0.1077]
	“	-	T				
CrIPCESDMAUV (2.4)	de; dp; dp*	U	-	2.34[0.31]; 4.74[0.09]; 3.61[0.16]	3	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp*	4.59[0.1005]
	“	C	T				
CrIPCESDMAUVM (2.5)	de; dp; dp*	U	T	2.02[0.36]; 0.82[0.66]; 5.92[0.05]	2	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp*	3.27[0.194]
	“	C=0	T				
CrIPCESDMAMA (2.6)	de; dp; dp*	U	-	5.79[0.05]; 2.56[0.27]; 0.24[0.88]	2	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp*	1.19[0.5509]
	“	U	T=0	Teste Multivariado: 22.549[0.2085]	2	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp* + 0.000.Trend	1.30[0.7286]
CrDPIBESDMTUV (2.7)	p*, (e - p)	-	-	Teste Multivariado: 24.001[0.0895]	1		13.195[0.003]**
	p*, (e - p); i; i*	U	-	Teste Multivariado: 45.553[0.1325]	1	1ª: 1.p* + 1.(e - p) - 2.595.i + 5.629.i*	0.00505[0.9433]
CrDPIBESDMTMA (2.8)	p*, (e - p)	C	-	2.33[0.674]; 8.14[0.086]	5		10.01[0.0016]**
	p*, (e - p); i; i*	U	-	Teste Multivariado: 47.038[0.1030]	2	1ª: 1.p* + 1.(e - p) - 2.618.i + 6.850.i*	1.5297[0.2162]
CrDPIBESDMAMA (2.9)	p*, (e - p)	-	-	0.44[0.8005]; 4.513[0.104]	3	1ª: 1.p* + 1.(e - p)	0.00366[0.9517]
	“	C=0	-	1.74[0.417]; 3.94[0.139]	4	1ª: 1.p* + 1.(e - p) - 0.000.Constant	0.531[0.7665]
CrIPCPTADMM (2.10)	e; (p - p*)	-	T=0				
	e; (p - p*); (i - i*)U	U	T	19.529[0.076]; 13.988[0.3015]	17	1ª: 1.e - 1.(p - p*) - 0.0035468.Trend	0.01305[0.9090]
CrIPCPTADMTUV (2.11)	de; dp; dp*	U	-	4.67[0.32]; 4.94[0.29]; 6.91[0.14]	5	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp*	2.6562[0.2650]
	“	C	-	4.67[0.32]; 4.94[0.29]; 6.91[0.14]	5	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp* + 0.0023.Constant	2.6379[0.2674]
CrIPCPTADMTMA (2.12)	de; dp; dp*	U	-	4.42[0.35]; 9.48[0.05]; 8.46[0.07]	4	2ª; L1: 1.de - 1.dp + 1.dp*	0.48272[0.4872]
	“	“	“	“	“	- 0.0565.de + 0.5499.dp - 1.2557.dp*	“
	“	“	“	“	“	2ª; L2: - 1.08.de + 0.49.dp + 0.34.dp*	“
	“	“	“	“	“	1.de - 1.dp + 1.dp*	“
	“	C=0	T=0		“	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp*	5.4938[0.0641]
CrIPCPTADMAUV (2.13)	de; dp; dp*	U	-	Teste Multivariado: 25.308[0.1167]	1	2ª; L1: 1.de - 1.dp + 1.dp*	0.74108[0.3893]
	“	“	“	“	“	-0.0699.de + 0.4746.dp - 1.3039.dp*	“
	“	“	“	“	“	2ª; L2: -1.19.de + 0.75.dp + 0.14.dp*	“
	“	“	“	“	“	1.de - 1.dp + 1.dp*	“
	“	U	T=0	Teste Multivariado: 27.694[0.0669]	1	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp* + 0.000.Trend	1.9463[0.3779]
CrIPCPTADMAUVM (2.14)	de; dp; dp*	U	T	3.95[0.13]; 2.06[0.35]; 4.69[0.09]	4	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp* + 0.000.Trend	2.1084[0.5502]
	“	“	“	1.62[0.44]; 1.06[0.58]; 3.10[0.21]	3	2ª; L1: 1.de - 1.dp + 1.dp*	0.8439[0.3583]
	“	“	“	“	“	0.16091.de - 0.6771.dp + 1.5441.dp*	“
	“	“	“	“	“	2ª; L2: 1.04.de - 0.32.dp - 0.88.dp*	“
	“	“	“	“	“	1.de - 1.dp + 1.dp*	“
CrIPCPTADMAMA (2.15)	de; dp; dp*	U	-	3.81[0.14]; 3.27[0.19]; 3.21[0.20]	2	1ª:	6.482[0.0391]*
	de; dp; dp*; i; i*	C	-	4.1[0.12]; 3.4[0.1]; 3.6[0.1]; 2.1[0.3]	1	2ª; L1: 1.de - 1.dp + 1.dp* - 0.331.i - 0.026253.Constant + 0.39326.i*	13.63[0.0011]**
	“	“	“	“	“	0.025.de - 0.2614.dp + 1.2356.dp* + 0.192.i + 1.014.Constant - 1.1584.i*	“
	“	“	“	“	“	1ª: 1.e - 1.p + 1.p* - 0.000.Trend	6.7751[0.0794]
CrDPIBPTADMTUV (2.16)	e; p; p*	U	T=0	5.27[0.26]; 7.36[0.11]; 1[0.9098]	2	1ª: 1.e - 1.p + 1.p* - 0.000.Trend	22.77[0.0000]**
	“	-	-	6.24[0.18]; 6.25[0.18]; 0.75[0.94]	2		7.2422[0.0646]
CrDPIBPTADMTMA (2.17)	e; p; p*	U	T=0	8.25[0.08]; 7.27[0.12]; 0.81[0.93]	2	1ª: 1.e - 1.p + 1.p* - 0.000.Trend	5.0528[0.0246]*
	“	C	-	8.25[0.08]; 7.27[0.12]; 0.81[0.93]	2		2.0585[0.3573]
CrDPIBPTADMAMA (2.18)	e; p; p*	U	T=0	Teste Multivariado: 22.498[0.2106]	2	2ª; L1: 1.e - 1.p* + 0.000.Trend	2.0585[0.3573]
	“	“	“	“	“	-0.8.e + 0.3.p + 0.5.p* + 0.0002.Trend	“
	“	“	“	“	“	2ª; L2: 0.2.e + 0.1.p - 1.0.p* - 0.0002.T	“
	“	“	“	“	“	1.e - 1.p + 1.p* - 0.000.Trend	“
	“	C	-	Teste Multivariado: 27.977[0.0624]	3	1ª:	8.7853[0.0323]*
CrIPCESPTAM (2.19)	e; (p - p*)	U	T	11.545[0.4829]; 11.636[0.4754]	21		11.23[0.0008]**
	“	C	-	12.121[0.4360]; 8.8852[0.7127]	76	1ª: 1.e - 1.(p - p*) - 0.12715.Constant	2.4176[0.1200]
CrIPCESPTATUV (2.20)	e; (p - p*)	U	-	7.0085[0.1354]; 2.5027[0.6441]	23	1ª: 1.e - 1.(p - p*)	2.9292[0.0870]
	“	U	T=0	1.7308[0.7851]; 7.5161[0.1110]	8		12.92[0.0016]**
CrIPCESPTATMA (2.21)	e; (p - p*)	U	-	8.0144[0.0911]; 1.2555[0.8689]	23	1ª: 1.e - 1.(p - p*)	3.3121[0.0688]
CrIPCESPTAAUV (2.22)	de; dp; dp*	C	T				
	“	-	-	Teste Multivariado: 26.069[0.0982]	2	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp*	5.934[0.0515]
CrIPCESPTAAUVM (2.23)	de; dp; dp*	-	-	1.10[0.57]; 1.40[0.49]; 2.18[0.33]	2	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp*	4.8636[0.0879]
	“	C	-	0.01[0.99]; 1.006[0.60]; 1.9[0.38]	2		10.58[0.0050]**
CrIPCESPTAAMA (2.24)	de; dp; dp*	U	-	0.84[0.65]; 2.66[0.26]; 1.76[0.41]	1		6.5789[0.0373]*
	“	-	-	0.73[0.69]; 2.07[0.35]; 0.92[0.62]	1	1ª: 1.de - 1.dp + 1.dp*	4.0045[0.1350]

Nota 1: Para cada série (caso) analisada, de entre as várias alternativas estudadas, foram apenas apresentadas duas situações. No entanto, procurou-se de alguma forma explicitar todas as particularidades para o conjunto de resultados obtidos.

Nota 2: O significado das notações utilizadas é o seguinte: U=Constante sem restrições (fora do espaço de co-integração); C=Constante dentro do espaço de co-integração, mas sem qualquer restrição; C=0=Constante dentro do espaço de co-integração com a restrição de ser igual a zero; T=Tendência dentro do espaço de co-integração, sem qualquer restrição; T=0=Tendência dentro do espaço de co-integração, com a restrição de ser igual a zero; -=Exclusão da análise da Constante e da Tendência.

O ensaio da PPC partindo das taxas de juro foi particularmente interessante nos casos 2.7, 2.8 e 2.15 uma vez que o vector encontrado, além de respeitar a referida teoria, colocou em evidência a existência de uma relação negativa entre a taxa de câmbio nominal (cotada ao incerto) e a taxa de juro nacional, assim como uma relação directa entre o câmbio nominal e a taxa de juro estrangeira. Deste modo, num contexto de perfeita mobilidade de capitais, a relação de longo prazo obtida estaria igualmente de acordo com o mecanismo através do qual um aumento (diminuição) da taxa de juro nacional levaria a uma apreciação (depreciação) da moeda nacional e que uma eventual subida (descida) da taxa de juro estrangeira conduziria a uma depreciação (apreciação) da moeda nacional. No caso 2.10, apesar da introdução das taxas de juro na análise, a relação de longo prazo mostrou-se apenas estacionária à volta de uma tendência<sup>30</sup>.

## VI. CONCLUSÃO

Este estudo teve por objectivo aplicar a teoria da Paridade do Poder de Compra para avaliar o comportamento da taxa de câmbio de três países da UEM no período de 1960 a 1999.

Os testes à PPC, com base nos testes de raízes unitárias, não foram capazes de rejeitar a não estacionaridade da taxa de câmbio real, indiciando assim a presença de desequilíbrios de longo prazo no mercado cambial. Ficou ainda patente que algumas séries da taxa de câmbio real eram estacionárias à volta de uma tendência, levando-nos assim a acreditar que existia também um fenómeno de *mean reversion* à volta daquela. Este resultado é particularmente importante se imaginarmos que perante a rejeição da PPC os agentes poderiam interiorizar, por qualquer “ordem de razão natural”, que ao longo do tempo a moeda dominante do SME (o marco alemão) valorizar-se-ia face às outras moedas. Observou-se no entanto que eram as moedas fracas — especialmente o escudo —, tradicionalmente não utilizadas nas trocas internacionais, que com o decorrer do tempo registaram uma apreciação real.

O facto da economia portuguesa estar inserida desde o período de mais acentuada apreciação real do escudo num processo de integração europeia, ter-lhe-á permitido beneficiar da credibilidade e estabilidade proporcionada pela aceitação da política monetária anti-inflacionista da Alemanha e pela

---

<sup>30</sup> Helg e Serati (1996) partindo de um modelo VAR onde combinaram a taxa de câmbio real com o diferencial das taxas de juro conseguiram encontrar vectores de co-integração entre a Alemanha e os Estados Unidos e entre a Itália e a Alemanha.

fixação do escudo em relação ao marco, conseguindo deste modo evitar os efeitos nefastos de possíveis ataques especulativos contra a sua moeda. Como dissemos atrás, o processo de integração de Portugal pode servir de exemplo a outras pequenas economias no sentido em que terão todo o interesse em fazer parte das grandes áreas monetárias dominantes.

A terminar o nosso estudo, procurou-se ainda averiguar se no longo prazo poderia existir uma combinação linear entre a taxa de câmbio nominal e os preços que já fosse estacionária. A utilização do método de co-integração à Johansen permitiu-nos observar que para a maioria dos casos analisados era possível obter pelo menos um vector de co-integração que estivesse conforme a PPC. Em três situações, estes resultados dependiam da inclusão das taxas de juro das várias economias enquanto explicação dos erros da relação de longo prazo implícita na referida teoria.

Contudo, a aplicação da teoria da PPC não deve “limitar-se” a procurar explorar relações de longo prazo, deve igualmente permitir a obtenção de dinâmicas de curto prazo pelo que em futuras investigações a construção de modelos com mecanismo de correcção dos erros deve ser tomada em linha de conta, particularmente se o nosso objectivo for também o de estimar coeficientes de ajustamento ao equilíbrio de longo prazo, ou seja, encontrar explicações mais concretas para as situações em que se verificam desvios face à teoria através da incorporação dos erros dos ajustamentos de longo prazo.

#### **REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS:**

**ABUAF, N.; JORION, P. (1990)**, “Purchasing Power Parity in the Long Run”, *Journal of Finance*, 45, pp. 157-174.

**ADLER, M.; LEHMAN, B. (1983)**, “Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run”, *Journal of Finance*, 39, pp. 1471-1478.

**ANDRADE, J. (1999)**, “Co-integração, equilíbrio de longo prazo, mecanismo de correcção dos erros e metodologia de Johansen”, *GEMF-FEUC*.

**ARDENI, P.; LUBIAN, D. (1991)**, “Is there trend reversion in purchasing power parity?”, *European Economic Review*, 35, pp. 1035-1055, ed. North-Holland.

- BAÇÃO, P. (1999)**, “Nota sobre a Estimação de Vectores de Co-integração com os Programas CATS in RATS, PCFIML e EVIEWS”, *GEMF-FEUC*.
- BALASSA, B. (1986)**, “Intra-Industry Specialization: A Cross-Country Analysis”, *European Economic Review*, 30, 1, Fevereiro, pp. 27-42.
- BAYOUMI, T.; MACDONALD, R. (1998)**, “Deviations of Exchange Rates from Purchasing Power Parity: A Story Featuring Two Monetary Unions”, *International Monetary Fund*, 69, Maio.
- BOTAS, S.; SOUSA, M. (1995)**, “PPP in the long run – a cointegration approach”, *Economia*, 19, 2, Maio.
- BRANSON, W. (1981)**, “Comment: The Collapse of Purchasing Power Parity during the 1970’s”, *European Economic Review*, 16, Maio, pp. 167-71.
- BURSTEIN, A.; NEVES, J. e REBELO, S. (2000)**, “Distribution Costs and Real Exchange Rate Dynamics During Exchange-Rate-Based-Stabilizations”, *NBER*, 7862, Agosto.
- CANZONERI, M. e al. (1998)**, “Trends in European Productivity: Implications for Real Exchange Rates, Real Interest Rates and Inflation Differentials”, *Oesterreichische Nationalbank*, 27, Maio.
- CASSEL, G. (1922)**, *Money and foreign exchange after 1914*, Nova Iorque, MacMillan.
- CHINN, M. (1998)**, “Before the Fall: Were East Asian Currencies Overvalued?”, *NBER*, 6491, Abril.
- CHINN, M. (1999)**, “Measuring misalignment: Purchasing Power Parity and east asian currencies in the 1990s”, *International Monetary Fund*, 120, Setembro.
- COOPER, R. (1999)**, “Exchange Rate Choices”, em *Rethinking the International Monetary System*, Conference Series, *Federal Reserve Bank of Boston*, 43, Junho.
- CUNHA, L.; MACHADO, J. (1993a)**, “A PPP model of real appreciation”, *FEUNL*, 210, Dezembro.
- CUNHA, L.; MACHADO, J. (1993b)**, “Real Convergence and Real Appreciation”, *FEUNL*, 20, Dezembro.
- DOORNIK, J.; HENDRY, D. (1997)**, *Modelling dynamic systems using PcFiml 9 for Windows*, International Thomson Business Press.
- DUARTE, A. (1997)**, *Novas Perspectivas do Comércio Internacional: Análise de Algumas Contribuições Teóricas e da Problemática das Deslocalizações*, Dissertação de Mestrado em Economia Europeia, Coimbra, FEUC.
- EDISON, H. (1987)**, “Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-1978)”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 19, Agosto, pp. 376-387.

- EISMONT, O.; e KURALBAEVA, K. (1999), “Depletion of Natural Resources and Long-Term Perspectives for the Russian Economy”, *Economic Education and Research Consortium*, 7.
- ENGEL, C. (1996), “Long-Run PPP May Not Hold After All”, *NBER*, 5646, Julho.
- ENGLE, R.; GRANGER, J. (1987), “Co-integration and error correction: representation, estimation and testing”, *Econometrica*, 55, pp. 251-276.
- FERNÁNDEZ, F. (1998), “Econometric methods and purchasing power parity: short- and long-run PPP”, *Applied Economics*, 30, pp. 1443-1457.
- FISHER, E.; PARK, J. (1991), “Testing Purchasing Power Parity Under the Null Hypothesis of Co-Integration”, *The Economic Journal*, 101, Novembro, pp. 1476-1484.
- FRENKEL, J. (1978), “Purchasing power parity: Doctrinal perspective and evidence from the 1920’s”, *Journal of International Economics*, 8, 2, Maio, pp. 169-191.
- FRENKEL, J. (1981), “The Collapse of Purchasing Power Parities during the 1970s”, *European Economic Review*, 16, pp. 145-65.
- FROOT, K. e al. (1995), “The Law of One Price Over 700 Years”, *NBERh*, 5132, Maio.
- FROOT, K.; ROGOFF, K. (1994), “Perspectives on PPP and long-run real exchange rates”, *NBER*, 4952, Dezembro, publicado posteriormente em *Handbook of International Economics*, North Holland, 1995.
- GRUBEL, H.; LLOYD, P. (1975), *Intra-Industry Trade*, Londres, MacMillan.
- HAKKIO, C.; RUSH, M. (1990), “Cointegration: How Short is the Long Run?”, *Federal Reserve Bank of Kansas City*, 8, Dezembro.
- HANSEN, H.; JUSELIUS, K. (1995), *CATS in RATS. cointegration analysis of time series*, Estima.
- HELG, R.; SERATI, M. (1991), “Does the PPP Need the UIP?”, *Serie Economia e Impresa*, 30, Maio.
- HENDRY, D.; DOORNIK, J. (1996), *Empirical econometric modelling using PcGive for Windows*, International Thomson Business Press.
- ISARD, P. (1977), “How Far Can We Push the Law of One Price?”, *American Economic Review*, 67, 5, Dezembro, pp. 942-48.
- JOHANSEN, S. (1995), *Likelihood-based inference in cointegrated vector autoregressive models*, Advanced Texts in Econometrics, Oxford University Press.

- KIM, Y. (1990)**, “Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 22, 4, pp. 491-503.
- KOUTASSILA, J. (1999)**, “Le syndrome Hollandais: théorie et vérification empirique au Congo et au Cameroun”, Centre d’économie du développement, *Université Montesquieu-Bordeaux IV*, 24, França.
- LANCASTER, K. (1980)**, “Intra-Industry Trade Under Perfect Monopolistic Competition”, *Journal of International Economics*, 10, Outubro, pp. 151-175.
- LINDER, B. (1961)**, An Essay on trade and transformation, Nova Iorque, *John Wiley and Sons*.
- LOUREIRO, J. (1998)**, Euro – Análise Macroeconómica, *Vida Económica*.
- MACDONALD, R. (1995)**, “Long run exchange rate modeling; A survey of the recent evidence”, *International Monetary Fund Staff Papers*, 42, pp. 437-89.
- MARQUES, C. (1998)**, Modelos Dinâmicos, Raízes Unitárias e Cointegração, *EDINOVA*.
- MURPHY, R. (1994)**, “Macroeconomic Policy Implications of Oil in Colombia”, *Boston College Department of Economics*, 283, Novembro.
- OLLOQUI, I.; RIVERO, S. (1999)**, “Convergencia en tasas de inflación en la Unión Europea”, *Fundación de Estudios de Economía Aplicada*, 12, Setembro.
- OLLOQUI, I.; RIVERO, S. (2000)**, “Paridad del poder adquisitivo y provincias españolas, 1940-1992”, *Fundación de Estudios de Economía Aplicada*, 24, Dezembro.
- PAPELL, D. (1998)**, “The Great Appreciation, the Great Depreciation, and the Purchasing Power Parity Hypothesis”, *Oesterreichische Nationalbank*, 30.
- RICHARDSON, J. (1978)**, “Some Empirical Evidence on Commodity Arbitrage and the Law of One Price”, *Journal of International Economics*, 8, 2, Maio, pp. 341-51.
- ROGOFF, K. (1996)**, “The Purchasing Power Parity Puzzle”, *Journal of Economic Literature*, 34, Junho, pp. 647-668.
- STEIN, J. e al. (1995)**, Fundamental Determinants of Exchange Rates, *Oxford University Press*.
- TAYLOR, A. (1996)**, “International Capital Mobility in History: Purchasing Power Parity in the Long Run”, *NBER*, 5742, Setembro.
- WEI, S.; PARSLEY, D. (1995)**, “Purchasing Power Disparity During the Floating Rate Period: Exchange Rate Volatility, Trade Barriers and Other Culprits”, *NBER*, 5032, Fevereiro.