

## Balança comercial e taxa de câmbio real: uma análise de co-integração

JOÃO MARCUS MARINHO NUNES\*

### 1. INTRODUÇÃO

A teoria econômica postula uma relação de longo prazo entre a taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial. No entanto, como boa parte das séries econômicas não é estacionária<sup>1</sup>, corremos o risco de encontrar relações espúrias entre as variáveis objeto de investigação.



Um desenvolvimento recente na literatura econométrica, denominado análise de co-integração, pode ser utilizado para testar a proposição teórica da existência de uma relação de longo prazo entre saldo comercial e câmbio real, já que essa metodologia leva em consideração a possível não-estacionariedade das séries.

A intuição básica da análise de co-integração é que, enquanto muitas séries econômicas demonstram possuir tendências estocásticas, grupos dessas variáveis podem flutuar juntos. Se existir indicação de que há alguma relação linear entre um conjunto de variáveis (saldo comercial e câmbio real, por exemplo), a análise de co-integração ajuda a descobri-la. Assim, se uma teoria econômica for correta, é de se esperar que, num conjunto de variáveis sugeridas pela teoria, estas sejam relacionadas entre si. Desse modo, não haveria nenhuma tendência para que a trajetória das variáveis em questão sistematicamente divergisse com o passar do tempo. No entanto, se não houver nenhuma relação linear entre as variáveis de interesse, elas não co-integrarão, lançando dúvida sobre a utilidade

\* Da Companhia Lochpe-Maxion.

<sup>1</sup> Nelson, C. e Plosser, C. I., 1982, "Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications", *Journal of Monetary Economics*, setembro, pp. 535-47.

da teoria subjacente. Assim, a análise de co-integração pode ser usada para testar a validade de uma teoria econômica se esta envolver variáveis que possuam tendências estocásticas.

O artigo está dividido do seguinte modo: a seção 2 apresenta a motivação do trabalho. A seção 3 discute a metodologia da co-integração, enquanto na seção 4 apresentamos os resultados empíricos e conclusões.

## 2. MOTIVAÇÃO

Discute-se freqüentemente no Brasil a adequação do nível da taxa de câmbio real. Normalmente, a discussão se prende a cálculos alternativos da defasagem cambial, baseados em diferentes medidas do câmbio real e diferentes bases de comparação.

Essencialmente, tenta-se descobrir qual é o nível ou trajetória de equilíbrio da taxa real de câmbio (e portanto quanto se teria que “dar” de câmbio para eliminar a defasagem). No entanto, sabe-se que a taxa de câmbio de equilíbrio — entendida como a taxa compatível com o equilíbrio externo e interno — não é constante, dependendo de variáveis fundamentais como nível de tarifas alfandegárias, preços internacionais, fluxos de capitais, nível de atividade econômica, tecnologia, entre outras.

Além das dificuldades de isolar o efeito da defasagem cambial dos efeitos dos fatores acima referidos, há a dificuldade de medir corretamente a taxa cambial. Isso requer uma definição apropriada da taxa de câmbio real. Como veremos, as medidas correntes entre nós, dadas pelas relações Câmbio-IPA, Câmbio-salário, ou mesmo a taxa efetiva real calculada pelo IPEA<sup>2</sup>, não parecem ser co-integradas com o saldo da balança comercial, o que implica não haver relação de longo prazo entre essas variáveis. Desse modo, as discussões correntes sobre eventuais defasagens são vazias. Os Gráficos de 1 a 3 mostram as trajetórias do saldo comercial e do câmbio real nas diferentes definições. Não parece existir muita sintonia nas evoluções dos pares de variáveis. Os Gráficos de 4 a 6 retratam as correlações entre os mesmos conjuntos de variáveis. Em todos os casos os sinais são negativos e/ou insignificantes.

Uma forma alternativa de construir uma *proxy* para o índice da taxa real de câmbio no Brasil é usar o índice de preços no atacado dos Estados Unidos no numerador e um índice do custo de vida no denominador. Nesse caso, a taxa real de câmbio seria dada por:

$$e = \left( E^* \frac{IPA_{us}}{ICV_{br}} \right) \quad (1)$$

em que  $e$  é a taxa de câmbio real e  $E$  é a taxa de câmbio (CR\$/US\$) nominal.

Os Gráficos 7 e 8 mostram que, ao contrário dos outros índices, esse último guarda uma certa relação com o saldo da balança comercial. Para ilustrar o problema de aferição da defasagem cambial, o Gráfico 9 mostra a evolução do câmbio real medido pela relação Câmbio-IPA e pela definição dada em (1). As diferenças são significativas.

<sup>2</sup> IPEA, *Boletim Conjuntural*, 15/10/1991.

A definição do câmbio real proposta em (1) foi fortemente recomendada por Harberger e Díaz-Alejandro.<sup>3</sup> Um dos principais argumentos a seu favor é que o IPA do parceiro externo pode ser considerado uma *proxy* do preço internacional dos bens comercializados, e que o ICV doméstico contém uma proporção elevada de bens não comercializados.

Encerrando esta seção, vale ressaltar que o nosso objetivo não é definir a taxa de câmbio de equilíbrio, mas somente confirmar de uma maneira direta o postulado teórico de uma associação positiva de longo prazo entre o nível da taxa real de câmbio e o saldo da balança comercial. Em um regime de taxas flexíveis, a trajetória de equilíbrio é, em larga medida, determinada pelo mercado. Em um regime de taxas controladas como o nosso, o indexador ou balizador ideal da evolução cambial não é trivial.

### 3. METODOLOGIA

Na Introdução mencionamos que a análise de co-integração pode ser usada para testar a validade de uma teoria se esta envolver variáveis que possuam tendências estocásticas. O problema normalmente nesses casos é que, como as variáveis de interesse não são estacionárias, não há como fazer inferência coerente sobre os parâmetros da regressão (note que isso invalida conclusões baseadas nas análises de correlações retratadas nos gráficos apresentados). Como, então, testar a validade do postulado teórico de uma relação de longo prazo entre câmbio real e saldo comercial se essas variáveis possuem componentes de tendências estocásticas?

A exceção a essa regra geral se dá quando os componentes de tendência estocástica das variáveis de interesse se compensam de modo a gerar uma combinação linear estacionária das variáveis. Esse é exatamente o caso de um conjunto de variáveis que co-integram. A idéia básica é que se no longo prazo duas (ou mais) variáveis flutuam próximas uma da outra, apesar de individualmente possuírem tendências estocásticas, a diferença, ou combinação linear, entre elas é constante. Assim, podemos interpretar essas séries como definindo uma relação de equilíbrio de longo prazo e, como a diferença entre elas é estacionária, o erro da regressão terá média e variância bem definidos. Desse modo, a regressão por mínimos quadrados ordinários se torna factível.

A análise de co-integração, na verdade, confronta o problema da regressão espúria, na tentativa de identificar condições tais que as relações não são espúrias.<sup>4</sup> Se as variáveis são co-integradas, então seus componentes permanentes se ajustam a uma restrição de equilíbrio, e os componentes transitórios das séries se encaixam em uma especificação dinâmica da classe dos modelos de correção de erros.

O problema da regressão espúria aparece porque boa parte das séries econômicas exhibe tendências estocásticas. Nessas circunstâncias,  $R^2$  ajustados elevados estariam indicando tendências correlacionadas, e não uma relação econômica verdadeira. O teste padrão para

<sup>3</sup> Harberger, A., "Economic adjustment and the real exchange rate", in Edwards S. e Ahamed, eds. *Economic adjustment and exchange rates in developing countries*. Chicago: University of Chicago Press, 1986, e Díaz-Alejandro, C., *Comment on Harberger, op. cit.*

<sup>4</sup> Engle, R. F. e Granger, C.W.J., 1987, "Co-integration and error correction: representation, estimation and testing". *Econometrica* n° 55, 251-76; Hendry, D. F., 1986, "Econometric modelling with co-integrated variables: an overview", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* n° 48, 201-12

aferição de uma regressão espúria envolve a regressão nas primeiras diferenças das variáveis, já que esse filtro em geral gera séries estacionárias. O resultado demonstra se a relação descoberta nos níveis das variáveis se mantém na especificação tomando-se as primeiras diferenças.

No entanto, ao se diferenciar as variáveis, perdemos as informações de baixa frequência ou informações de longo prazo. A vantagem da co-integração é que, através do mecanismo de correção de erros a ela associado pelo Teorema de Representação de Granger<sup>5</sup>, reintroduz-se, de maneira estatisticamente satisfatória, a informação de longo prazo.

Considerem-se, por exemplo, duas séries não estacionárias,  $x_t$  e  $y_t$ , ambas  $I(1)$ . A co-integração se verifica quando existe um fator  $\beta$  tal que  $z_t = y_t - \beta x_t$  é estacionária, isto é,  $z_t$  é  $I(0)$ . A característica temporal de  $z_t$  e de seus componentes difere, de modo que uma relação especial tem que existir entre variáveis co-integradas, ou seja, os componentes de baixa frequência (longo prazo) de  $y_t$  e  $\beta x_t$  se cancelam, produzindo a série estacionária  $z_t$ . Nesse caso,  $z_t$  mede os desvios de curto prazo da relação (de equilíbrio) de longo prazo. (Deve-se ressaltar que o termo equilíbrio nesse caso significa tão-somente uma relação observável entre variáveis que tem, em média, se mantido constante por um período longo de tempo).

Tendo-se identificado variáveis co-integradas, um mecanismo de correção de erros existe de modo a captar o processo de ajustamento de curto prazo dessas variáveis.<sup>6</sup> No nosso exemplo, o modelo de correção de erros contém duas equações: a primeira diferença de  $x_t$  e de  $y_t$  é, cada uma função das defasagens distribuídas da primeira diferença de  $x_t$  e  $y_t$ , assim como do termo de correção de erro  $z_t$  defasado de um período.

Um modelo de correção de erros possui interpretação interessante com respeito à causalidade temporal.<sup>7</sup> No caso de uma análise bivariada como esta, variáveis co-integradas possuem causalidade temporal no sentido de Granger em ao menos uma direção. Além disso, a relação de causalidade provém de duas fontes: da soma dos coeficientes das primeiras diferenças das variáveis defasadas (o teste de Granger padrão), ou do coeficiente do termo de correção de erro defasado. O teste padrão de Granger ignora essa segunda fonte, que pode, inclusive, ser a única fonte de causalidade temporal.

A intuição desse resultado pode ser entendida a partir do argumento que se as variáveis mantêm uma relação de equilíbrio de longo prazo, deve haver causalidade entre elas de modo a fornecer a dinâmica necessária.

Desse modo, a modelagem de co-integração se resume em quatro passos seqüenciais:

1. verificar se  $\hat{x}_t$  e  $\hat{y}_t$  são integradas da mesma ordem;
2. estimar as equações de co-integração:

$$x_t = \alpha + \beta y_t + \mu_t \quad (2)$$

$$y_t = \alpha' + \beta' x_t + \mu'_t \quad (3)$$

3. testar a estacionariedade dos resíduos de (2) e (3) de modo a assegurar que  $\hat{\mu}_t$  e  $\hat{\mu}'_t$  sejam  $I(d-b)$ ,  $b > 0$ . Por exemplo, se  $x_t$  e  $y_t$  são  $I(1)$ ,  $x_t$  e  $y_t$  serão co-integradas se  $\hat{\mu}_t$  ou  $\hat{\mu}'_t$  for  $I(0)$ ;

<sup>5</sup> Engle, R.F., e Granger, C. W. J., 1987, *op. cit.*

<sup>6</sup> Engle, R.F., e Granger, C. W. J., 1987, *op. cit.*

<sup>7</sup> Granger, C.W.J., 1988. "Some recent developments in a concept of causality", *Journal of Econometrics* n°39, 199-211.

4. construir o modelo de correção de erros:

$$\Delta x_t = \alpha + \delta z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j \Delta y_{t-j} + \eta_t \quad (4)$$

$$\Delta y_t = \alpha' + \delta' z_{t-1} + \sum_{i=1}^n \beta'_i \Delta x_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta'_j \Delta y_{t-j} + \eta'_t \quad (5)$$

em que,  $z_t = \hat{\mu}_t$  ou  $\hat{\mu}'_t$ ,

#### 4. RESULTADOS EMPÍRICOS

Nesta seção, fazemos a aplicação da análise de co-integração à relação entre a taxa de câmbio real e o saldo comercial. Na definição do câmbio real dada pela equação (1), entram o índice de preços no atacado dos EUA — bens finais total excluindo alimentos — e o índice de custo de vida calculado pela FIPE. O saldo comercial é dado pela razão entre exportações e importações totais. Os dados são trimestrais para o período 1975.1 — 1991.3 (no caso do câmbio calculado pelo IPEA, os dados iniciam em 1979.1).

Como discutido na seção anterior, o primeiro passo é testar a ordem de integração das variáveis. Para tal, utilizamo-nos do teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Para uma série  $x_t$ , o teste pode ser formulado como:

$$\Delta x_t = \alpha + \beta x_{t-1} + \sum_{i=1}^m \delta_i \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

em que  $\varepsilon_t$  é o termo de erro. O teste consiste em saber se  $\beta = 0$ . Para esse fim, a estatística ADF é calculada dividindo-se a estimativa de  $\beta$  pelo seu desvio padrão. A distribuição cumulativa da estatística ADF é dada por Fuller.<sup>8</sup> Se a estatística calculada for menor (mais negativa) do que seu valor crítico, então  $x_t$  é dita estacionária.

Os resultados do teste ADF estão na Tabela 1. Para a taxa de câmbio real foram utilizadas a taxa dada em (1), a taxa calculada pelo IPEA, a relação câmbio-salário e a relação câmbio-IPA. Como pode ser depreendido da Tabela 1, todas as variáveis são I(1).

O passo seguinte é estimar as equações de co-integração. As equações são formuladas como:

$$sc_t = \alpha + \beta e_t + \mu_t \quad (7)$$

$$e_t = \alpha' + \beta' sc_t + \mu'_t \quad (8)$$

em que  $sc_t$  é o saldo comercial e  $e_t$  é a taxa de câmbio real nas diversas definições. A Tabela 2 apresenta os resultados do teste de co-integração. Este é baseado no teste ADF para os resíduos  $\hat{\mu}_t$  e  $\hat{\mu}'_t$  das equações (7) e (8). A estatística  $t$  desse teste, no entanto, não segue a distribuição de Dickey-Fuller, já que o parâmetro  $\beta$  ( $\beta'$ ) foi estimado, fazendo com que a série dos resíduos pareça mais estacionária do que se tivesse sido computada com o verdadeiro  $\beta$ . A distribuição deste teste foi tabulada por Engle e Granger<sup>9</sup>, sendo

<sup>8</sup> Fuller, W. A., 1976, *Introduction to statistical time series*, Nova York: Wileys.

<sup>9</sup> Engle, R.F., e Granger, C. W. J., 1987, *op. cit.*

por isso chamada de distribuição Engle-Granger. Tabelas mais precisas dos valores críticos para diferentes tamanhos de amostra foram tabuladas por McKinnon.<sup>10</sup>

Como pode ser observado, os resíduos da equação (7) não são estacionários para as diferentes definições do câmbio real, com exceção daquela dada pela equação (1). De outro lado, os resíduos da equação (8) não são estacionários para qualquer das definições do câmbio real. Sendo o saldo comercial co-integrado com o câmbio real definido em (1), pelo Teorema de Representação de Granger, está associado um mecanismo de correção de erros dado pelas equações (4) e (5), com  $\Delta x_t = \Delta sc_t$  e  $\Delta y_t = \Delta e_t$ . Os resultados dos modelos de correção de erros estão na Tabela 3.

Inicialmente, as equações foram especificadas incluindo-se quatro *lags* de cada variável, sendo simplificadas com a exclusão dos termos não significativos. Observa-se na Tabela 3 que na regressão para  $\Delta sc_t$ , o único coeficiente significativo está associado ao termo de correção de erro  $z_{t-1}$ , enquanto na regressão para  $\Delta e_t$ , somente o coeficiente de  $\Delta e_{t-1}$  é significativo.

Assim, as evidências são de que a direção de causalidade vai do câmbio real como definido na equação (1) para o saldo comercial, com o desequilíbrio de curto prazo — representado por  $z_{t-1}$  — influenciando o ajuste.

É interessante examinar a estabilidade do mecanismo de ajuste. O período da amostra é rico em intervenções e choques, representados por maxidesvalorizações, preço do petróleo, juros internacionais e dívida externa, além de surtos hiperinflacionários e congelamentos de preços e câmbio. A eventual estabilidade do mecanismo de ajuste seria uma demonstração da existência de um processo de equilíbrio com importantes consequências para o desenho de políticas econômicas.

Os testes recursivos são apresentados nos Gráficos de 10 a 12. Nem os testes sobre os resíduos recursivos nem o teste aplicado no coeficiente recursivo de  $z_{t-1}$ , permitem rejeitar a hipótese de estabilidade do coeficiente, ou seja, não existem evidências de quebras estruturais significativas. Um teste de Chow separando a amostra em dois subperíodos — 1975.1 a 1984.4 e 1985.1 a 1991.3 — tampouco rejeita a hipótese de constância do coeficiente de  $z_{t-1}$  na versão estimada da equação (4), sendo o resultado do teste LR de 1,22 com um valor p de 54%, e do teste F, de ,58 com valor p de 56%.

**TABELA 1**  
**ORDEM DE INTEGRAÇÃO**  
**Estatísticas ADF para o saldo comercial e para o câmbio real**

sc	e1	e2	e3	e4
-1,67	-1,45	-2,06	-0,66	-1,72
$\Delta sc$	$\Delta e1$	$\Delta e2$	$\Delta e3$	$\Delta e4$
-7,68	-6,19	-9,78	-5,73	-5,10

O valor crítico para uma amostra de 65 observações ao nível de significância de 5% está tabulado em McKinnon<sup>11</sup>, sendo de -2,91, em que:

sc = saldo comercial

e1 = câmbio real dado em (1)

e2 = relação câmbio-salário

e3 = relação câmbio-IPA

e4 = câmbio real efetivo calculado pelo IPEA

<sup>10</sup> McKinnon, J. G., 1990, *Critical values for co-integration test*. University of California, San Diego: Working Paper.

<sup>11</sup> McKinnon, J. G., 1990, *op. cit.*

**TABELA 2**  
**TESTE DE CO-INTEGRAÇÃO**  
Estatísticas ADF calculadas para  $\hat{\mu}_i$  e  $\hat{\mu}_i'$

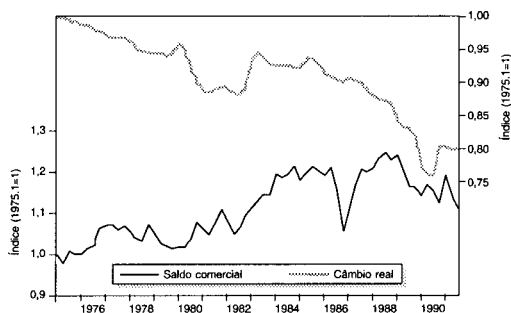
$\hat{\mu}_1$	$\hat{\mu}_2$	$\hat{\mu}_3$	$\hat{\mu}_4$	$\hat{\mu}_1'$	$\hat{\mu}_2'$	$\hat{\mu}_3'$	$\hat{\mu}_4'$
-3,88	-2,05	-2,00	-1,92	-3,38	-2,10	-1,29	-2,36

em que o valor crítico da distribuição de Engle-Granger ao nível de 5% e tabulado em Mckinnon é de -3,43,  $e_{\mu_1}$ , são os resíduos da regressão e  $\mu_1'$  são os resíduos da regressão de co-integração (8), também para  $i=1, \dots, 4$ , como definidos por e 1 na Tabela 1.

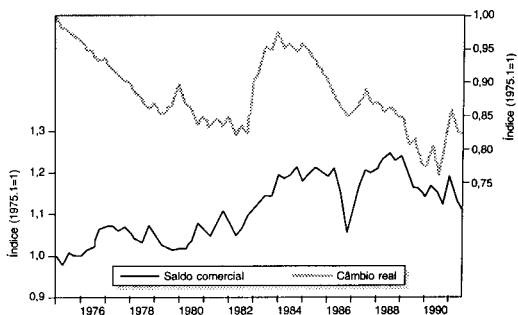
**TABELA 3**  
Coeficientes significativos dos modelos de correção de erros

	$z_{t-1}$	$\Sigma \Delta sc_{t-1}$	$\Sigma \Delta e_{t-1}$
$\Delta sc_t$	-0,40 (4,1)	—	—
$\Delta e_t$	—	—	0,31 (2,53) (i=1)

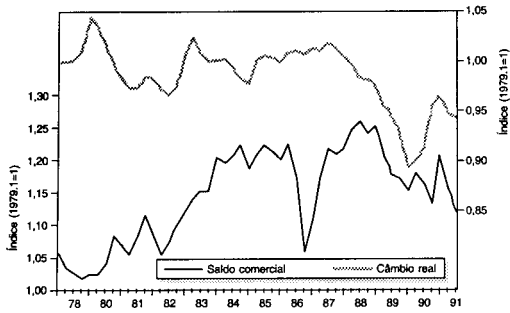
**GRÁFICO 1**  
Câmbio real (E/IPA<sub>br</sub>) e saldo comercial



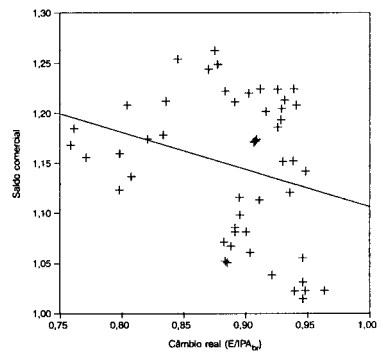
**GRÁFICO 2**  
Câmbio real (e/salário) e saldo comercial



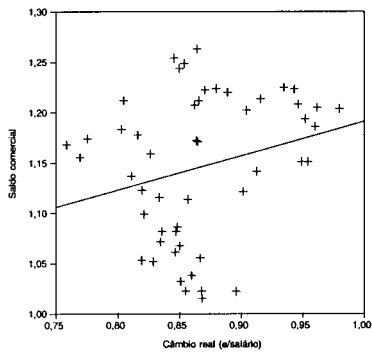
**GRÁFICO 3**  
**Câmbio efetivo real (IPEA) e saldo comercial**



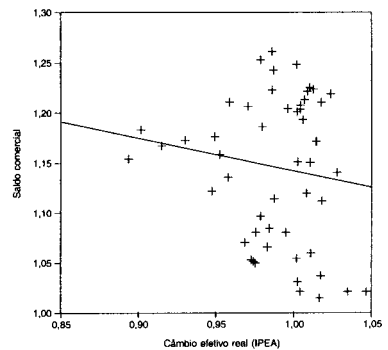
**GRÁFICO 4**



**GRÁFICO 5**

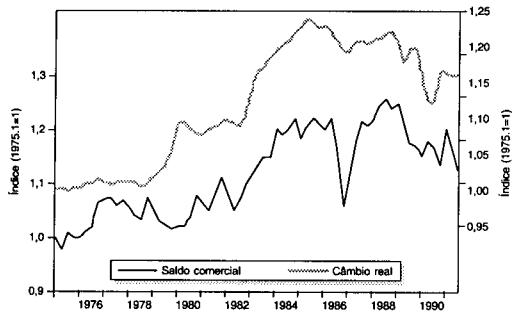


**GRÁFICO 6**

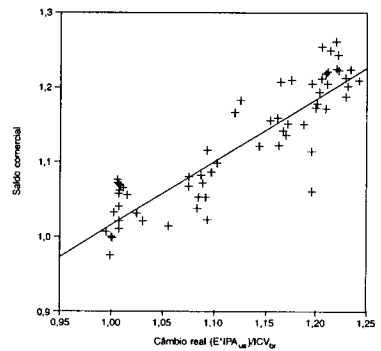




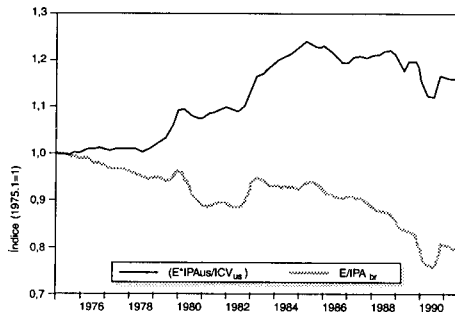
**GRÁFICO 7**  
**Câmbio real ( $E \cdot IPA_{us} / ICV_{br}$ ) e saldo comercial**



**GRÁFICO 8**



**GRÁFICO 9**  
**Comparativo de câmbio real**



**GRÁFICO 10**  
**Testes recursivos**

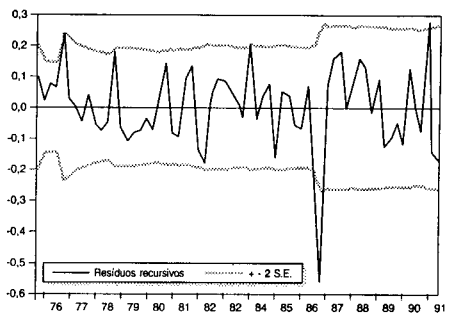


GRÁFICO 11

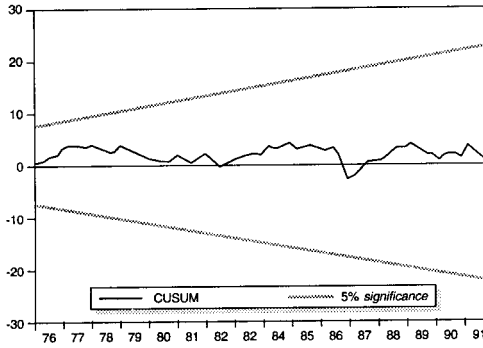
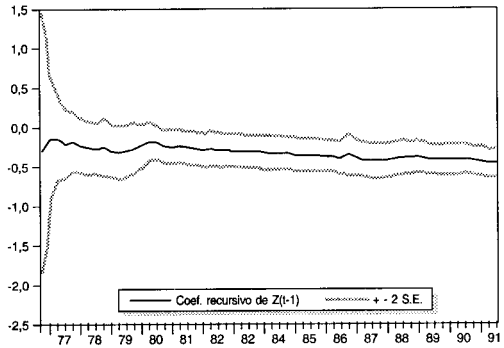


GRÁFICO 12



### ABSTRACT

This paper utilizes the methodology of co-integration to test the theoretical proposition that there is a long run relationship between the trade balance and the real exchange rate. Several of the commonly used definitions of the real exchange rate were tested but none showed co-integration with the trade balance. The only measure of the real exchange rate that was co-integrated with the trade balance was the one defined by the relative price of tradeables and non-tradeables. The evidence is not inconsistent with the observation that the direction of causality runs from the real exchange rate to the trade balance.