

Taxas de Câmbio, Elasticidades-renda e Saldo Comercial na Economia Brasileira*

Márcio Holland**

Otaviano Canuto***

Clésio Xavier****

Sumário: 1. Introdução; 2. Elasticidades-renda e crescimento relativo; 3. Testes empíricos para o Brasil; 4. Considerações finais.

Palavras-chave: taxa de câmbio; elasticidades-renda; saldo comercial.

Códigos JEL: C32 e F43.

Esta nota apresenta uma pesquisa empírica das relações entre taxas reais de câmbio, elasticidades-renda de importações e exportações, crescimento relativo ao resto do mundo e saldo comercial na economia brasileira no período 1981-95. Padrões diferenciados de ajustamento entre essas variáveis são encontrados para os anos 80 e 90.

The note approaches the empirical survey of the relationships between real exchange rates, income-elasticities of exports and imports, growth relative to the rest-of-the-world and trade balances in the Brazilian economy since the beginning of the 1980s. The exercise finds different patterns of adjustment among those variables between the eighties and the nineties.

1. Introdução

Esta nota apresenta os resultados de uma pesquisa empírica das relações entre taxas reais de câmbio, elasticidades-renda de importações e exportações, crescimento relativo ao resto do mundo e saldo comercial na economia brasileira no período 1981-95. O exercício constata a presença de padrões diferenciados de ajustamento entre essas variáveis nos anos 80 e 90. Particularmente, a taxa real de câmbio, depois de cumprir sistematicamente papel central no desempenho do saldo comercial brasileiro ao longo da década passada, dá lugar à razão entre as elasticidades-renda de exportações e importações a partir do início da presente década.

* *Artigo recebido em 21-1-1997 e aprovado em 11-5-1998. Os autores agradecem os comentários de Pedro Valls Pereira, José Maria da Silveira e Catherine Mathieu sobre os testes econométricos, isentando-os dos erros e omissões remanescentes.*

** *Professor da Universidade Federal de Uberlândia.*

*** *Professor do Instituto de Economia da Unicamp.*

**** *Pesquisador do Neit/IE-Unicamp.*

Taxas de câmbio e saldo comercial, no mundo e no Brasil, são evidentemente objetos de uma vastíssima literatura empírica. Pelo menos com a mesma intensidade, o mesmo não se pode dizer a respeito das relações entre, de um lado, elasticidades-renda de exportações e importações e, de outro, taxas diferenciadas de crescimento.

Reserva-se a próxima seção desta nota para uma rápida revisão do modelo que deriva a Lei de Thirlwall, bem como os questionamentos colocados por Krugman; em seguida, são apresentados os resultados empíricos para o caso brasileiro, estimando o saldo comercial como função das elasticidades-renda e -preço e da taxa relativa de crescimento, com gráficos das séries temporais e tabelas de resultados, nos anexos A e C. Por fim, reserva-se uma seção para as considerações finais.

2. Elasticidades-renda e Crescimento Relativo

Os dados examinados por Krugman (1989) mostram países de rápido crescimento desfrutando de uma alta elasticidade-renda de demanda por suas exportações (ζ_x) e/ou uma baixa elasticidade-renda de demanda por importações (ζ_m). O autor se utiliza de um modelo econométrico simplificado para a apreciação empírica dessa hipótese, a partir de um modelo de regressão linear do tipo:

$$\ln(\zeta_x/\zeta_m) = \alpha_0 + \alpha_1 \ln(y_A/y_B)$$

onde y_A e y_B são respectivamente as taxas de crescimento do país e do resto do mundo. Tal relação é obtível do “multiplicador dinâmico de comércio de Harrod” (McCombie & Thirlwall, 1994:388).¹

Dada uma situação de estabilidade na taxa real de câmbio e de funcionamento da economia abaixo da plena ocupação de capacidade, a razão da taxa de crescimento da renda doméstica frente àquela da renda do resto do mundo se torna igual à razão da elasticidade-renda de demanda por exportações de A pelo resto do mundo frente à elasticidade-renda de demanda por importações de A. Esta relação é também conhecida como “Lei de Thirlwall” (ver, por exemplo, Thirlwall, 1979; 1980).

Entretanto, Krugman questiona se essa é de fato a relação de causalidade mais apropriada. Ou seja, se é a razão de elasticidades que determina o

¹ Testes que incorporam mais variáveis podem ser encontrados em McCombie & Thirlwall (1994) e Hellier (1994).

crescimento da renda ou se as taxas de crescimento diferenciadas afetam os fluxos comerciais de modo a criar diferenças aparentes nas elasticidades-renda. O autor formula, inclusive, um modelo teórico simplificado alternativo, com economias de escala e competição monopolística, onde a causalidade estaria revertida.

Por outro lado, segundo McCombie & Thirlwall (1994:389), há também razões *a priori* para se esperar no mínimo um certo grau de exogeneidade das elasticidades-renda, em lugar de sua completa endogenização pelo próprio processo de crescimento.

Para uma estimação de uma regressão simples (anexo B), para o caso do Brasil, entre, de um lado, a razão de elasticidades-renda de demanda por exportação e de demanda por importação (ζ_x/ζ_m) e, de outro, a razão da taxa de crescimento econômico entre a economia doméstica e o resto do mundo ($\Delta Y_d/Y_w$), o ajuste é bastante satisfatório, como pode ser observado nas equações a seguir. O modelo básico estimado segue a sugestão teórica sintetizada na conhecida Lei de Thirlwall. Os sinais do coeficiente de razão de elasticidades são opostos para os dois períodos, indicando uma mudança no padrão de ajuste do crescimento econômico às restrições do setor externo brasileiro. Os testes de causalidade apontam para o fato de que a razão de renda das equações logo acima não causa no sentido de Granger a razão de elasticidade-renda, permitindo-se o procedimento do teste para a relação causal proposta na Lei de Thirlwall.

Uma tentativa de síntese pode ser encontrada em Canuto (1998). Adaptando Cimoli (1988), o autor apresenta um modelo Norte-Sul no qual os incrementos de produtividade no país e no resto do mundo, a taxa real de câmbio, as elasticidades-renda de exportações e importações, bem como a magnitude dos saldos comerciais permitidos pelo ingresso de capital, determinam o crescimento local relativo ao resto do mundo. Os três primeiros conjuntos de variáveis estão vinculados através dos padrões de especialização, ou seja, da repartição de ramos produtivos na divisão internacional do trabalho.

Dois resultados desse modelo interessam de perto para os testes aqui efetuados para o Brasil. Primeiro, a magnitude necessária dos ajustes comerciais via taxa de câmbio será tão maior quanto menores forem as elasticidades-preço das importações no país e no resto do mundo, maiores as elasticidades-renda das importações domésticas e/ou maior o que o autor denomina elasticidade-

câmbio da competitividade. Segundo, dada uma meta de sobrevalorização cambial em relação à taxa que anularia o déficit comercial, o ingresso de capital necessário será tanto maior quanto o forem as elasticidades-renda e -preço das importações, assim como a referida elasticidade-câmbio da competitividade.

3. Testes Empíricos para o Brasil

Os testes centrais realizados na pesquisa dizem respeito à determinação do saldo comercial brasileiro a partir do crescimento relativo ao resto do mundo, da taxa real de câmbio e das elasticidades-renda de exportações e importações.

Os dados trimestrais do PIB brasileiro estão com ajuste sazonal, com base em 1980, obtidos nas *Séries Históricas do PIB Trimestral* do IBGE. Os dados do PIB dos países industrializados foram obtidos no CD-ROM 07/96 do FMI, também com ajuste sazonal com base em 1980. Os dados da taxa de câmbio efetiva real foram obtidos do *Boletim Conjuntural* do Ipea, também com base em 1980. Os cálculos das elasticidades-renda das demandas seguem a metodologia convencional dos livros-textos, quando se avalia o quanto varia a demanda por importação/exportação para cada unidade de variação na renda, ou, no nosso caso, no PIB.

Procederam-se aos testes de raiz unitária para verificar a ordem de integração das diversas séries utilizadas, bem como ilustrações gráficas em nível e em primeira diferença (ver tabelas de resultados no anexo C). Sob hipótese nula de raiz unitária contra hipótese alternativa de estacionaridade, o teste é basicamente uma regressão da série em estudo conforme a equação:

$$\Delta y_t = \mu + \alpha T_t + \beta y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \delta_i \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t$$

sendo T_t a tendência linear determinista. Estimou-se esta equação inicialmente com mais defasagens para, em seguida, eliminarem-se aquelas defasagens não significativas. Avaliou-se a significância da tendência e da constante em cada redução de defasagem. Os valores críticos do teste ADF não são obtidos de uma distribuição-padrão, mas foram derivados por MacKinnon (1991), para qualquer tamanho de amostra.

Como a relação de longo prazo entre as variáveis é de grande relevância no nosso estudo, propomos um modelo que capte suas interações dinâmicas tanto

para o curto prazo quanto para o longo prazo. Noutras palavras, pesquisamos uma especificação para o modelo básico do tipo ECM – *Error Correction Mechanism*.²

Estimaram-se os vetores de co-integração a partir do procedimento de Johansen, que consiste em estimar o modelo VAR em diferenças sujeito a restrições sobre os vetores co-integrantes, usando a técnica de máxima verossimilhança, sob a hipótese de que os erros do modelo VAR utilizado sejam gaussianos.

Os componentes de um vetor y_h são ditos co-integrados de ordem (d, b) , e denotados por $y_h \sim CI(d, b)$ se:

- a) todas as variáveis que compõem y_h são $I(d)$; e
- b) existe um valor $\alpha (\neq 0)$ de modo que $z_h = \alpha' y_h$ seja integrado de ordem $(d-b)$, com $b > 0$. O vetor é chamado de vetor de co-integração, estimado a partir do método dos mínimos quadrados ordinários.³

Algumas séries em primeira diferença, utilizadas para compor as séries temporais do modelo econométrico, apresentam uma forte mudança de variância a partir de começo dos anos 80. Esse é o caso do PIB doméstico, que muda a variância a partir de começo dos anos 80 e novamente na década de 90; do saldo comercial brasileiro, com mudança de variância no começo dos anos 80 e; finalmente, das taxas de câmbio, cuja variância se altera a partir de começo dos anos 80 (ver conjunto de gráficos do anexo A).

As demais variáveis têm alterações em suas variâncias de modo mais acentuado em períodos de tempo muito concentrados em um único trimestre, como é o caso da razão entre as taxas de crescimento do PIB doméstico e do PIB do resto do mundo em 1991.2 ou da razão das elasticidades no começo dos anos 80. Exceto por estes “choques”, seus comportamentos são relativamente estáveis.

Um modelo de correção de erros é estimado como uma sugestão para procedermos à estimação de uma função de saldo comercial para o Brasil no

² Desenvolvido em meados dos anos 80, o conceito de co-integração permite o estudo das dinâmicas de curto e de longo prazos de variáveis integradas. A análise de co-integração não só ajuda a esclarecer possíveis relações entre as variáveis consideradas no estudo de questões econômicas, como também condiciona a escolha do procedimento de estimação do modelo.

³ Suponha que x_t e y_t são ambas $I(d)$; então, a combinação linear $z_t = x_t + ay_t$ será $I(d)$, onde a é uma constante. Pode acontecer que $z_t \sim I(d-b)$, $b > 0$ e x_t e y_t sejam co-integradas de ordem (d, b) . Se x_t e y_t são $I(d)$ e $z_t \sim I(0)$, então elas se co-integram.

período 1981.1-1995.4 (ver tabela de resultados do anexo C). Assim:

$$\Delta TB_t = a_0 - a_1(\Delta YdYw)_t + a_2(\xi x/\xi m)_t + a_3\Delta TCER_t - b_j CI_{t-1} + \varepsilon_t$$

sendo CI_{t-1} as combinações lineares possíveis defasadas em um período, para $j = 1 \dots \pi$ postos da matriz de vetores de co-integração.

Na análise de co-integração, com sistemas de uma defasagem, obtivemos as estatísticas de teste $\lambda_{\text{TRAÇO}}$ e λ_{MAX} , comparadas aos valores críticos tabulados por Johansen e Juselius (1990), para o intervalo de 95% de confiança. Tais estatísticas podem ser resumidas no seguinte:

- a) ambas as estatísticas rejeitam a hipótese nula de inexistência de vetores co-integrantes; e
- b) elas não são conflitantes na definição de números de vetores co-integrantes, sendo que, para ambos os períodos as estatísticas $\lambda_{\text{TRAÇO}}$ e λ_{MAX} indicam que há pelo menos duas combinações lineares possíveis. Observamos que os testes de hipóteses destas estatísticas são ligeiramente distintos.

Conforme análise do coeficiente de α , há fortes razões para se acreditar que a razão da renda doméstica com a renda do resto do mundo, a taxa de câmbio e a razão das elasticidades sejam fracamente exógenas para o saldo comercial, podendo-se assim descartar a distribuição marginal, sem perda de informação, e trabalhar apenas com a distribuição condicional. Noutras palavras, a distribuição conjunta pode ser aproximada pela distribuição condicionada, descartando-se, desse modo, a distribuição marginal.⁴

Quanto aos resultados da regressão valem os seguintes comentários:

- a) nem todos os vetores de co-integração representam combinações lineares, mesmo sendo estacionários e aprovados no teste de nulidade, pois não apresentam o sinal negativo. Este é o caso do vetor $CI2$ (anos 80) e $CI1$ (anos 90);
- b) para o período 1981.1-1989.4, a variável mais significativa é a taxa de câmbio, tornando-se a mais significativa pelo desempenho do saldo comercial brasileiro. Assim, o efeito-preço é mais relevante para o ajuste comercial do balanço de pagamentos do que o efeito-renda;

⁴ O conceito de exogeneidade, desenvolvido em Engle et alii (1983), está associado à relação de uma variável particular ser exógena para um conjunto de parâmetros de interesse. "Quando a hipótese de exogeneidade fraca for válida, estimação e testes eficientes podem ser feitos utilizando-se somente o modelo condicional e ignorando-se o modelo marginal" (Pereira, 1996).

- c) para o período 1990.1-1995.4, há uma relação de equilíbrio de longo prazo entre saldo comercial, razão entre o crescimento da renda doméstica com o do resto do mundo, taxa de câmbio e razão de elasticidades-renda. A variável mais significativa para o ajuste da conta de comércio externo é, sem dúvida, a razão de elasticidades-renda. Nesse caso, o efeito-renda mostra-se mais relevante do que o efeito-preço para o ajustamento externo brasileiro;
- d) os sinais dos coeficientes, para os dois períodos, seguem nossas hipóteses básicas da relação entre as variáveis envolvidas nos modelos: desvalorizações reais na taxa de câmbio e razão entre elasticidade-renda de demanda por exportações e elasticidade-renda de demanda por importações afetam positivamente o saldo comercial, enquanto a razão entre as taxas de crescimento do PIB doméstico e do PIB do resto do mundo afeta negativamente o saldo comercial. Contudo, o sinal das combinações lineares *CI2* (anos 80) e *CI1* (anos 90) é divergente do esperado.

4. Considerações Finais

Os resultados do exercício econométrico parecem estar em sintonia com alguns fatos estilizados sobre o setor externo da economia brasileira ao longo do período. A mudança de padrões de ajustamento da balança comercial corresponde às fases distintas no tocante ao volume e ao perfil do comércio exterior brasileiro, bem como à política econômica, entre 1980 e 1995.

Nos anos 80, a crise da dívida externa levou a uma política de elevação dos coeficientes de exportação da indústria e da economia como um todo, enquanto as importações foram mantidas em baixos patamares. Taxas reais de câmbio e o acionamento da estrutura de proteção comercial constituíram-se em instrumentos essenciais para tanto.

Na primeira metade dos anos 90, por sua vez, o momento foi de forte ascensão do coeficiente de importações, a partir da liberalização comercial e financeira, neste segundo caso, para permitir a entrada dos fluxos de capital que se dirigiam à América Latina. A despeito do crescimento médio anual de 8,2% nas exportações durante 1990-95, os significativos saldos comerciais positivos encolheram a partir de 1992, até mudarem de sinal a partir do último trimestre de 1994. Os megassuperávits comerciais saíram da agenda de prioridades dos formuladores de política econômica, o que se expressou no fato de que elasticidades-renda puderam exercer seu efeito sobre o saldo comercial com maior vigor.

Um desdobramento do exercício poderia incluir diretamente taxas de incremento de produtividade no Brasil e no resto do mundo. Da mesma forma, sugere-se uma observação mais acurada das relações entre, de um lado, as mudanças no perfil produtivo e no padrão de especialização e, de outro, o comportamento agregado aqui abordado. Por ora, cumpre notar que McCombie & Thirlwall parecem ter vencido o primeiro *round* em relação a Krugman, quanto ao Brasil, no que tange à sua insistência no caráter ativo e potencialmente influente das elasticidades-renda de exportações e importações nas relações entre balanço de pagamentos e crescimento econômico.

Referências Bibliográficas

Canuto, O. Padrões de especialização, hiatos tecnológicos e crescimento com restrições de divisas. *Revista de Economia Política*. São Paulo, Nobel, 18(3), jul./set. 1998.

Cimoli, M. Technological gaps and institutional asymmetries in a North-South model with a continuum of goods. *Metroeconomica*, 39(3):245-74, Oct. 1988.

Engle, D. et alli. Exogeneity. *Econometrica*, 51, 1983.

Hellier, J. *Macroéconomie ouverte*. Paris, PUF, 1994.

Johansen, S. Statistical analysis of co-integration vectors. *Journal of Economic Dynamic and Control*, June/Sept. 1988. p. 231-54.

_____ & Juselius, K. Maximum likelihood estimation and inference on co-integration with application to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52:169-210, May 1990.

Krugman, P. Differences in income elasticities and trends in real exchange rates. *European Economic Review*, 33:1.031-54, 1989. Republicado em Krugman, P. *Currencies and crisis*. Cambridge, MIT Press, 1992. p. 41-57.

McCombie, J. S. L. & Thirlwall, A. P. *Economic growth and the balance of payments constraint*. London, Macmillan, 1994.

Pereira, P. V. O conceito de exogeneidade. IE-Unicamp, 1996. mimeog.

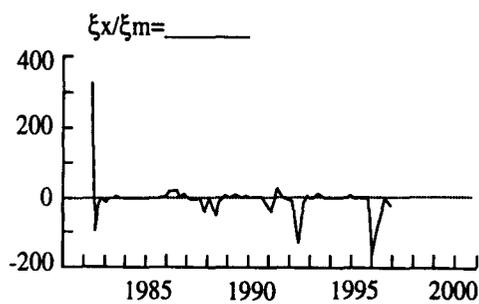
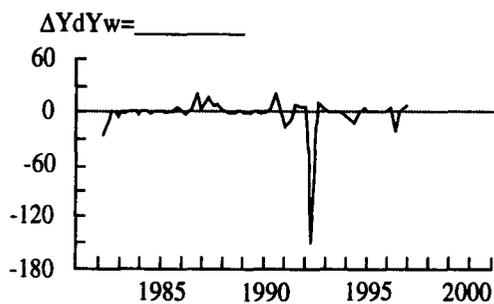
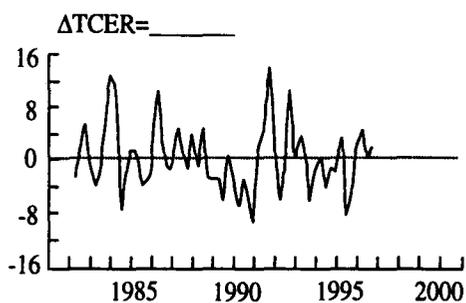
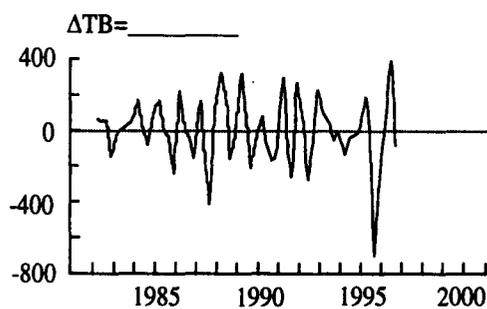
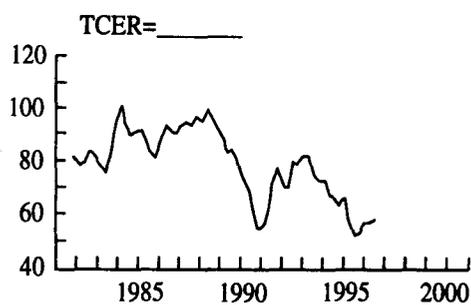
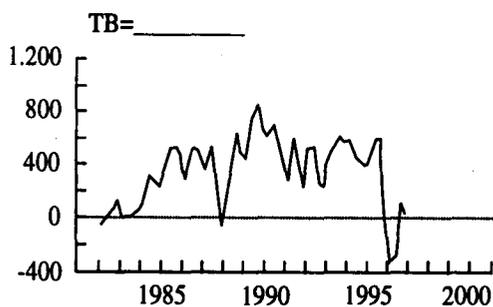
Thirlwall, A. P. The balance of payments constraint as an explanation of international growth differences. *Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review*, Mar. 1979.

_____. *Balance of payment theory and the United Kingdom experience*. London, Macmillan, 1980.

Anexos: Resultados Empíricos

Anexo A

Séries temporais em nível e em primeira diferença (1981.1-1995.4)



Anexo B

Estimação de um modelo simples

Para o período 1981.1-1989.4:

$$(\Delta Y dY w)_t = 2,042 \alpha_0 - 0,06848(\zeta_x/\zeta_m)_t$$

$$(1,620) \quad (-3,205)$$

$$R^2 = 0,24 \quad N = 35 \quad DW = 1,59$$

Para o período 1990.1-1995.4:

$$(\Delta Y dY w)_t = -0,2853 \alpha_0 + 0,30979(\zeta_x/\zeta_m)_t$$

$$(-0,43) \quad (2,346)$$

$$R^2 = 0,21 \quad N = 23 \quad DW = 2,33$$

A estatística t é informada entre parênteses, logo abaixo dos coeficientes.

Anexo C

Tabela 1

Teste de raiz unitária - Dickey-Fuller aumentado para as séries temporais em nível (1981.1-1989.4)

| Séries Z_t | Coeficientes | | | ADF(Z_t) | T | Resultado v. crít. 5% |
|-------------------|-------------------|-----------------|-------------|---------------------|-----|--------------------------|
| | Constante | Trend | $Z_t - 1^4$ | | | |
| TB | -330,3 (-2,10) | 11,44 (2,57) | lag 4 | -3,155 ¹ | 36 | $I(1)$ |
| $TCER$ | - | - | lag 0 | -0,656 ² | 36 | $I(1)$ |
| $\Delta Y dY w$ | -12,26 (-1,79) | 0,294 (2,02) | lag 0 | -5,255 ³ | 35 | $I(0)$ |
| $\zeta_x \zeta_m$ | - | - | lag 0 | -6,961 ² | 35 | $I(0)$ |
| ΔTB | - | - | lag 1 | -6,743 | 35 | $I(0)$ |
| $\Delta TCER$ | - | - | lag 0 | -4,395 ² | 35 | $I(0)$ |

¹Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -3,539 e 1% = -4,232; ²Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -1,95 e 1% = -2,628; ³Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -3,543 e 1% = -4,241; ⁴ $Z_t - 1$ são as defasagens relevantes das séries Z_t .

Nota: O t -value é informado entre parênteses.

Tabela 2

Teste de raiz unitária – Dickey-Fuller aumentado para as séries temporais em nível (1990.1-1995.4)

| Séries Z_t | Coeficientes | | | $ADF(Z_t)$ | T | Resultado v. crít. 5% |
|-------------------|--------------|-------|-------------|---------------------|-----|--------------------------|
| | Constante | Trend | $Z_t - 1^3$ | | | |
| TB | - | - | lag 0 | -1,450 ² | 24 | $I(1)$ |
| $TCER$ | - | - | lag 0 | -0,391 ² | 24 | $I(1)$ |
| $\Delta YdYw$ | - | - | lag 0 | -5,286 ² | 24 | $I(0)$ |
| $\zeta x \zeta m$ | - | - | lag 0 | -4,119 ² | 24 | $I(0)$ |
| ΔTB | - | - | lag 1 | -5,543 ¹ | 23 | $I(0)$ |
| $\Delta TCER$ | - | - | lag 0 | -3,890 ² | 23 | $I(0)$ |

¹Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -3,612 e 1% = -4,394; ²Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -1,957 e 1% = -2,67; ³ Z_t-1 são as defasagens relevantes das séries Z_t .

Tabela 3

Estatística de testes λ_{MAX} e $\lambda_{TRAÇO}$ a 95%

| Ho: | 1981-89 | | | | 1990-95 | | | |
|-----------|-----------------|------|-------------------|------|-----------------|------|-------------------|------|
| | λ_{MAX} | 95% | $\lambda_{TRAÇO}$ | 95% | λ_{MAX} | 95% | $\lambda_{TRAÇO}$ | 95% |
| posto = p | | | | | | | | |
| p = 0 | 38,79** | 28,1 | 79,81** | 53,1 | 36,80** | 28,1 | 72,19** | 53,1 |
| p = 1 | 28,53** | 22,0 | 41,01** | 34,9 | 23,76* | 22,0 | 35,39* | 34,9 |
| p = 2 | 10,68 | 15,7 | 12,48 | 20,0 | 8,59 | 15,7 | 11,63 | 20,0 |
| p = 3 | 1,81 | 9,2 | 1,80 | 9,2 | 3,03 | 9,2 | 3,03 | 9,2 |

Tabela 4
 Teste de raiz unitária – Dickey-Fuller aumentado dos vetores co-integrantes

| Séries Z_t | Coeficientes | | ADF(Z_t) | T | Resultado v. crít. 5% |
|---------------|----------------------|---------------------|---------------------|----|--------------------------|
| | Constante | Trend | | | |
| 1981.1-1989.4 | | | | | |
| CI1 | -4.029,0 (-2,469) | 74,589 (2,217) | -16,3 ¹ | 34 | I(0) |
| CI2 | - | - | -4,819 ² | 34 | I(0) |
| CI3 | -132,63 (-2,042) | 2,806 (2,133) | -2,951 ³ | 30 | I(1) |
| CI4 | 843,47 (2,059) | -17,673 (-2,096) | -0,506 ¹ | 34 | I(1) |
| 1990.1-1995.4 | | | | | |
| CI1 | - | - | -8,78 ⁴ | 22 | I(0) |
| CI2 | - | - | -5,19 ⁴ | 22 | I(0) |
| CI3 | - | - | -3,28 ⁴ | 22 | I(0) |
| CI4 | - | - | -1,04 ⁴ | 22 | I(1) |

¹Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -3,547 e 1% = -4,251; ²Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -1,951 e 1% = -2,632; ³Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -3,567 e 1% = -4,295; ⁴Valores críticos usados no teste ADF: 5% = -1,957 e 1% = -2,676;

Nota: Os *t-values* estão entre parênteses.

Tabela 5
 Resultados da regressão

| Constante | $\Delta TCER_t$ | $(\Delta YdYw)_t$ | $(\zeta_x/\zeta_m)_t$ | $b_j CI_{t-1}$ | R^2 |
|-----------------|-------------------|--------------------|-----------------------|-----------------------|-------|
| 1981.1-1989.4 | | | | | |
| 26,41 (0,91) | 11,236 (1,963) | -4,693 (-1,16) | 0,048 (0,029) | -0,0048CI1 (-0,57) | |
| | | | | 0,665CI2 (1,352) | 0,23 |
| 1990.1-1995.4 | | | | | |
| 8,502 (0,25) | 2,5135 (0,371) | -1,824 (-1,475) | 2,118 (2,67) | 1,055CI1 (2,11) | |
| | | | | -0,178CI2 (-2,97) | |
| | | | | -0,902CI3 (-4,089) | 0,65 |

ΔTB é a variável dependente.

Nota: O *t-value* é informado entre parênteses.