

Saldos Comerciais e Taxa de Câmbio Real: Uma Nova Análise do Caso Brasileiro

Emerson Fernandes Marçal

*Professor do Mestrado em Administração da Universidade Presbiteriana Mackenzie
(CCSA-UPM) e Coordenador do Centro de Macroeconomia Aplicada da Escola de
Economia de São Paulo (CEMAP-EESP-FGV), Brasil*

Marislei Nishijima

*Professora da Escola de Artes, Ciências e Humanidades da Universidade de São Paulo
(EACH-USP), Brasil*

Wagner Oliveira Monteiro

Doutorando (EESP-FGV) e Professor da Uninove, Brasil

Resumo

Este artigo busca verificar em que medida o saldo comercial responde a alterações de preços relativos no período recente. O período estudado abrange os anos de 1980 a 2004. Busca-se também avaliar em que medida a relação encontrada entre saldo comercial e taxa de câmbio real manteve-se inalterada ao longo do período. A metodologia econométrica a ser utilizada consiste na análise de cointegração multivariada na forma proposta por Johansen nos seus trabalhos clássicos. A evidência obtida neste artigo com uma amostra razoavelmente longa indica que tal relação continua a existir e é estável para quase um quarto de século. A razão pela qual os estudos da segunda metade dos anos noventa colocaram em dúvida tal relação deve-se a ocorrência de um grande desequilíbrio que persistiu ao longo de toda década de noventa. O efeito sobre o saldo da abertura econômica demorou cerca de uma década para ser absorvido e claramente a desvalorização cambial de 1999 acelerou a correção deste desequilíbrio.

Palavras-chave: Saldo Comercial, Cointegração e Taxa de Câmbio Real

Classificação JEL: F41, F10, C32

Abstract

This article aims to test whether or not there is a stable relation between trade balance and real exchange rate. The period covered by the sample goes from 1980 to 2004. The frequency of the data is quarterly. It was used the cointegration techniques developed by Johansen as econometric methodology. The results obtained in this articles show strong evidence in favor of a stable relationship among real exchange rate and trade balance for twenty five years. The reason why the studies of the late nineties failed to obtain evidence

in favor of this relation lies on the fact that the effects of the trade liberalizations measures adopted during the early nineties in Brazil took almost an entire decade to vanish. The huge devaluation of Brazilian currency in the 1999 has clearly speeded up the adjustment process.

1. Introdução

Este artigo busca verificar em que medida o saldo comercial responde a alterações de preços relativos no período recente. O período estudado abrange os anos de 1980 a 2004. Busca-se também avaliar se a relação encontrada entre saldo comercial e taxa de câmbio real manteve-se inalterada ao longo do período. A metodologia econométrica a ser utilizada consiste na análise de cointegração multivariada. A metodologia proposta por Johansen (1988) é utilizada com as adaptações necessárias por conta da investigação da existência de quebra estrutural na relação pesquisada. A análise tem de ser alterada dado que os valores críticos para realização de inferência sobre a existência de cointegração não são os mesmos.

O artigo é dividido nas seguintes partes. Uma breve revisão dos modelos de comércio internacional que discutem a existência ou não da relação entre saldo comercial e câmbio real. Apresenta-se em seguida um modelo para justificar a existência de tal relação. Na quarta seção descreve-se a metodologia econométrica a ser utilizada. Na quinta seção os dados utilizados são descritos. Na sexta seção os resultados do trabalho são apresentados. Na sétima seção os resultados são comparados com os da literatura sobre o tema. Por fim, algumas conclusões são extraídas.

2. Breve Panorama Teórico

A denominada “abordagem das elasticidades” forneceu suporte para modelar as relações comerciais entre os países ao longo do tempo. Mais do que isto, forneceu modelos funcionais (variáveis determinantes e descrição da forma funcional) para as demandas de importação e exportação, bem como para a função do saldo comercial, empiricamente testáveis. Nesta literatura, que trabalha com equilíbrio parcial de tradição marshalliana, existe grande consenso sobre quais sejam os determinantes básicos das demandas de importação e de exportação, a saber, a taxa de câmbio real (preços relativos), a renda real doméstica e a renda real do resto do mundo.

Porém, com o aumento da importância do comércio internacional, principalmente depois da Segunda Guerra Mundial, surgiram modelos que passaram a incorporar a determinação da renda na teoria do balanço de pagamentos, surgindo a versão “enfoque da absorção”. O grande salto teórico, segundo Dornbusch (1980), foi

* Recebido em maio de 2007, aprovado em fevereiro de 2009.
E-mail addresses: efmarcal@gmail.com and marislei@usp.br

a integração da determinação de preços relativos e da renda, prática que foi disseminada a partir dos trabalhos de Alexander Harberger e Laursen-Metzler e Meade.

Surgem, então, os trabalhos de Mundell, que oferecem estruturas organizadas, incluindo o mercado de ativos e a mobilidade de capital nos modelos de macroeconomia da economia aberta. Estes modelos, que constituem estruturas de equilíbrio geral nos moldes walrasianos, ficaram conhecidos popularmente como modelos macroeconômicos de economia aberta de Mundell-Fleming.

Com o desenvolvimento dos mercados de ativos das últimas décadas e a acelerada internacionalização financeira, entretanto, o foco central do balanço de pagamentos se voltou para a conta de capitais. Gonçalves et alii (1998) observam que os modelos de Mundell-Fleming são superados por dois novos enfoques, o enfoque monetário do balanço de pagamentos e o enfoque pelo equilíbrio de portfólio, ambos de tradição walrasiana. Estes enfoques criticam basicamente a ausência de tratamento das expectativas nos modelos Mundell-Fleming e reivindicam a dinâmica dos mercados de ativos como elemento central na macroeconomia aberta, atribuindo-lhes um papel mais influente do que naqueles modelos.

Mais recentemente, têm surgido modelos de equilíbrio geral seguindo a linha da macroeconomia aberta com otimização intertemporal, que levam o tempo e as expectativas em consideração nas decisões dos agentes, dentro de uma pesquisa que busca microfundamentos para os modelos agregados. Segundo Obstfeld e Rogoff (1995) a análise intertemporal da conta corrente tornou-se comum no início dos anos oitenta ampliando o enfoque da absorção através do reconhecimento de que o consumo privado e as decisões de investimentos, e muitas vezes as decisões do governo, são resultados do cálculo de horizonte temporal dos agentes baseados nas expectativas do futuro sobre aumento de produtividade, demanda de gastos do governo, taxas de juros reais, etc. Ainda, segundo estes autores, a abordagem intertemporal sintetiza a visão da absorção e das elasticidades por levar em conta os determinantes macroeconômicos dos preços relativos e por analisar os impactos dos preços futuros e presentes sobre consumo e investimento.

Ao verificar a evolução destes modelos constata-se que não existem contradições quanto à importância da taxa de câmbio real (preços relativos), bem como da renda, na determinação dos fluxos de comércio. O que se observa, primeiro, é uma absorção e superação dos modelos anteriores, pelos modelos de Mundell-Fleming, como caso particular e, segundo, uma mudança de enfoque, que nos modelos mais recentes de macroeconomia aberta redundam em maior ênfase sobre a conta de capital quando se pensa em balanço de pagamentos, uma vez que nos primeiros modelos a balança comercial era sinônimo de balanço de pagamentos. Também nos modelos de otimização intertemporal não existem estas contradições.

Dada esta ausência de contradições pode-se pensar na utilização de um modelo econômico para o saldo comercial, exportações menos importações, de acordo com os determinantes tradicionais deste, tendo como base uma estrutura teórica simples, mas muito adequada para os objetivos deste artigo conforme será visto adiante.

Uma distinção importante a ser feita neste ponto é a diferença entre a taxa

de câmbio nominal e a taxa de câmbio real. A taxa de câmbio nominal é definida como sendo a quantidade de moeda nacional que uma unidade da moeda estrangeira pode comprar. A taxa de câmbio real, por sua vez, é um preço relativo medido pela razão dos preços dos bens internacionais sobre os preços dos bens domésticos. Para a análise dos fluxos comerciais a taxa de câmbio relevante é a real, pois ela é que dá a medida de competitividade do país vis a vis o resto do mundo. Do ponto de vista de política econômica, o governo só tem controle e ainda imperfeito sobre a taxa de câmbio nominal.

Para verificar empiricamente se as desvalorizações cambiais causam respostas positivas, nas transações de comércio internacional, dois grandes esforços são necessários. Primeiro, verificar se a desvalorização nominal da taxa de câmbio se traduz numa desvalorização real da mesma, uma vez que o governo não tem poder de controlar a taxa de câmbio real diretamente. Em seguida, é preciso verificar se os fluxos comerciais, exportações e importações, respondem a preços relativos da maneira esperada. Ou seja, é preciso verificar se as importações e exportações, mediante uma desvalorização cambial, respectivamente variam de modo que o saldo da balança comercial evolua para uma situação superavitária (trata-se da validade da condição de Marshall-Lerner).

O primeiro esforço, citado acima, de verificar empiricamente de que maneira uma desvalorização nominal da taxa de câmbio afeta a taxa de câmbio real constitui um trabalho de grande escopo e foge aos objetivos deste artigo. Isto implicaria em montar um modelo econométrico de determinação da taxa de câmbio real.

Pode-se citar ilustradoramente um trabalho de Edwards (1989, cap. 7), no qual o autor tem por objetivo verificar empiricamente se uma desvalorização nominal pode se traduzir em uma desvalorização real. Realiza, então, um estudo com diversos países em diferentes episódios usando para tal fim um índice de efetividade como medida. Os seus resultados apontam que, para a maioria dos países em desenvolvimento pesquisados, a desvalorização nominal do câmbio é realmente efetiva para alterar significativamente a taxa de câmbio real, pelo menos durante o período de um ano.

No Brasil a proposição de que uma desvalorização nominal afeta, pelo menos em parte, o câmbio real parece razoável, ainda que o país tenha vivido inflação no período que antecedeu o Real. No país foram realizadas várias desvalorizações que resultaram em melhora do saldo comercial do país. Em particular, dois momentos podem ser ressaltados, a maxidesvalorização de 1983 logrou um certo êxito no ajuste das contas externas. Mais recentemente, com a mudança de regime cambial em 1999, o país conseguiu realizar um ajustamento de suas contas externas, tendo grande parte da desvalorização nominal sido acompanhada de desvalorização real.

3. Estrutura Teórica

Nesta seção é apresentado um modelo para balisar a existência de uma relação positiva entre câmbio real e saldo comercial. O modelo adotado seguirá a abordagem

da absorção, conforme proposta de Dornbusch (1975), incorporando os bens domésticos na estrutura analítica a ser usada. Além disso, será usado um modelo de economia em pequena e em desenvolvimento, que parece ser mais adequado para o caso do Brasil. As principais razões para a existência de bens domésticos no modelo, segundo Dornbusch (1980), são os custos de transporte e as barreiras de comércio que impedem que estas mercadorias sejam comercializadas.

A hipótese dos modelos de bens com imperfeita substitutibilidade refere-se ao fato de que nem as importações e nem as exportações são substitutos perfeitos ao consumo dos bens domésticos. Estes modelos são primordialmente voltados para os efeitos da taxa de câmbio sobre os fluxos de comércio. A idéia é usar um modelo de economia dependente com variáveis reais, conforme desenvolvido por Dornbusch (1980), o que implica que um país é incapaz de influenciar os preços dos bens importados e exportados por ele negociados no mercado internacional. O modelo econômico usado é real devido à hipótese de que o governo é capaz de influenciar a taxa de câmbio real, pelo menos por um curto período, através de seu controle da taxa de câmbio nominal.¹

Esta economia possui dois bens, um comercializável e outro doméstico. O bem comercializável consiste na agregação dos bens importados e bens exportados numa única categoria de bens para efeito de preço, permitindo deixar a análise dos termos de troca de fora do modelo. Os termos de troca consistem na razão entre preço de bens importados (P_m) sobre preço de bens exportados (P_x). A hipótese por trás desta agregação numa categoria única de bens comercializáveis (ou bens internacionais) é a de que os termos de troca, $\frac{P_m}{P_x}$, se mantêm constantes ao longo do tempo diante de uma desvalorização cambial.

Supõe-se inicialmente que a elasticidade preço da oferta externa de bens é infinita, o que implica que o equilíbrio das importações é dado pela própria curva de demanda de importação. Além disso, supõe-se que a oferta de exportações desta economia dependente também é infinita, de modo que o equilíbrio das exportações brasileiras é determinado pela curva de demanda externa por nossas exportações.

Com base nas características apresentadas acima, seja FC_n o saldo comercial nominal em moeda doméstica, X_n as exportações nominais em moeda doméstica e M_n importações nominais em moeda estrangeira. Y_n e Y_n^* representam as rendas nominais, em moeda doméstica e moeda externa respectivamente. P^* é o preço do bem comerciável (que é a agregação das importações e exportações) em moeda

¹ Um parecerista anônimo ressaltou que em câmbio flexível a taxa de câmbio nominal atualmente num regime de câmbio flutuante com ampla mobilidade de capital, os fluxos comerciais teriam menor importância na determinação da taxa de câmbio. Meese e Rogoff (1983) por exemplo argumentam que a taxa de câmbio se aproxima de um passeio aleatório com baixa possibilidade de previsibilidade com base nos preços e cotações passadas. Vale ressaltar que o objetivo do artigo não é modelar a taxa de câmbio seja real ou nominal e sim o efeito que a taxa de câmbio real gera sobre os fluxos comerciais. Independente de o governo conseguir influenciar ou fixar totalmente a taxa de câmbio nominal, ou se esta é previsível ou não, ou se os fluxos não comerciais determinam ou não a taxa de câmbio real, movimento da taxa de câmbio real devem gerar repercussões sobre os fluxos comerciais. O objetivo é documentar a relação existente entre saldo comercial e taxa de câmbio real para o Brasil. Vale ressaltar que alguns estudos recentes mostram que alguns conjuntos de variáveis (denominada de fundamentos) podem ser associados ao comportamento da taxa de câmbio real dos países. Um exemplo é dado por Nilsson (2004).

estrangeira, quando por conveniência de notação supõe-se que $P_m = P_x = P^*$. Assim, eP^* – sendo e a taxa de câmbio nominal medindo o preço da moeda doméstica com relação à moeda estrangeira – é o preço dos bens comerciáveis em moeda doméstica, tem-se a seguinte estrutura.

$$M_n(\cdot) = M_n(e \cdot P^*, Y_n) = P \cdot X_f(eP^*, Y_n^*) \quad (1)$$

$$X_n(\cdot) = X_n(e \cdot P^*, Y_n^*) = eP^* M_f(e \cdot P^*, Y_n) \quad (2)$$

$$FC_n = P \cdot X_f(e \cdot P^*, Y_n^*) - eP^* \cdot M_f(e \cdot P^*, Y_n) \quad (3)$$

$$FC_n = FC_n(e \cdot P^*, Y_n^*, Y_n) \quad (4)$$

As equações acima descrevem o saldo comercial nominal em moeda doméstica para a economia em questão. Para converter o saldo comercial em valores reais é preciso dividir tudo pelo índice de preços doméstico P , o que resulta nas seguintes equações de variáveis reais.

$$M(\cdot) = M(q, Y) \quad (5)$$

$$X(\cdot) = X(q, Y^*) \quad (6)$$

$$FC(\cdot) = X(q, Y^*) - qM(q, Y) \quad (7)$$

$$FC = FC(q, Y^*, Y) \quad (8)$$

As equações eq. 5 e eq. 6 mostram respectivamente as importações e exportações em termos reais. A equação eq. 8 descreve o saldo comercial em termos reais da economia. FC é o saldo comercial real, Y e Y^* representam as rendas reais interna e externas. Finalmente q representa a taxa de câmbio real, $q = \frac{e \cdot P^*}{P}$, e revela a idéia da taxa de câmbio real medir os preços relativos dos bens comerciáveis em moeda doméstica, $e \cdot P^*$, e dos bens domésticos, P . Esta expressão da taxa de câmbio real também é útil para mostrar porque uma desvalorização do câmbio nominal, que seja acompanhada de um aumento de igual valor dos preços dos bens domésticos, P , não produz efeitos nos preços relativos, pois o aumento do preço dos bens comerciáveis em moeda doméstica produzido pela variação positiva da taxa de câmbio nominal é contrabalançado pelo aumento dos bens domésticos, mantendo a razão entre preços inalterada. Para garantir que uma desvalorização nominal do câmbio afete o câmbio real é preciso supor que os preços dos bens domésticos não variem ou que variem menos do que proporcionalmente à variação do câmbio nominal. Esta hipótese é adotada para o caso do Brasil, conforme já observado, pelo menos no que se refere às grandes desvalorizações realizadas no período sob análise.

Na eq. 8, no entanto, não se sabe a priori qual o efeito de uma variação da taxa de câmbio real sobre os fluxos de comércio. Pois ambos M e X são funções de q e variam de maneira contrária entre si dada uma variação da taxa de câmbio real, conforme se segue abaixo.

$$M = M(q, Y), \quad \text{em que } \frac{\partial M}{\partial q} < 0 \text{ e } \frac{\partial M}{\partial Y} > 0 \quad (9)$$

$$X = X(q, Y^*), \quad \text{em que } \frac{\partial X}{\partial q} > 0 \text{ e } \frac{\partial X}{\partial Y^*} > 0 \quad (10)$$

Então, diferenciando eq. 8 com relação a q , sob a hipótese de um saldo comercial em equilíbrio inicial, tem-se o seguinte resultado,

$$\frac{\partial FC}{\partial q} = \frac{\partial X}{\partial q} - q \cdot \frac{\partial M}{\partial q} - M \quad (11)$$

que depois de algumas manipulações algébricas resulta em,

$$\frac{\partial FC}{\partial q} = \frac{X}{q} (\varepsilon^* + \varepsilon - 1) \quad (12)$$

A equação eq. 12 corresponde a uma formulação simplificada da condição de Marshall-Lerner. ε^* é a elasticidade preço da demanda por exportações e ε é a elasticidade preço da demanda por importações.² A implicação direta desta condição é que, dada uma desvalorização cambial, com as rendas internas e externas mantidas constantes, o saldo comercial melhora quando a soma destas duas elasticidades-preço for maior do que a unidade.

A equação eq. 8 será tomada como base para a formulação do modelo a ser estimado, indicando quais variáveis econômicas devem compor o vetor auto-regressivo (VAR) a ser pesquisado. De onde se obtém quais variáveis básicas podem estar associadas ao saldo comercial.

Segundo Backus et alii (1994) a condição de Marshall-Lerner é a ligação mais comum entre a teoria de comércio e a macroeconomia aberta. Na teoria de comércio esta condição de elasticidades sobre as funções de demanda e oferta de importações e exportações determina a direção de muitos exercícios de estática comparativa e serve como uma condição de estabilidade para o modelo. Na macroeconomia aberta a mesma condição é usada para estabelecer uma associação positiva entre a balança comercial e os termos de troca ou a taxa de câmbio real.

Esta condição tenta responder quais os efeitos de uma variação dos preços relativos sobre os fluxos de comércio, mantendo a renda interna e externa constante. Assim, pensando sempre do ponto vista da influência dos preços relativos sobre o comércio internacional de um país analisar as implicações destes preços relativos quando se usa um modelo com dois países, é possível relaxar a hipótese de elasticidade infinita da oferta.

4. Metodologia Econométrica

Utiliza-se neste trabalho as técnicas de cointegração popularizadas por Johansen e Juselius numa série de trabalhos (Johansen 1988, 1991, 1995b; Johansen e Juselius

² Uma apresentação e discussão da condição de Marshall-Lerner são feitas, por exemplo, em Krugman e Obstfeld (2005, p. 357).

1990; Juselius 1995). Esta tem como ponto de partida um VAR irrestrito que pode ser reescrito em primeiras diferenças da forma dada abaixo:

$$\Delta \mathbf{X}_t = \Gamma_1 \Delta \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \Gamma_{p-1} \Delta \mathbf{X}_{t-p} + \Pi \mathbf{X}_{t-p} \Phi \mathbf{D}_t + \varepsilon_t \quad (13)$$

com $\Gamma_i = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$, $i = 1, \dots, p-1$ e $\Pi = -(\mathbf{I} - \Pi_1 - \dots - \Pi_p)$.

A análise do posto da matriz Π é essencial para avaliar a existência de cointegração. Se o posto da matriz for zero não haverá relações de cointegração. Se o posto for completo, todas as variáveis serão estacionárias. Se o posto for maior que zero e não completo haverá cointegração entre as variáveis. A matriz $\Pi = \alpha\beta'$ pode ser decomposta em duas matrizes de posto cheio de tamanho $p \times r$, p representando a dimensão do VAR e r , o posto da matriz Π . Testar hipóteses sobre os componentes dos vetores α e β em geral tem implicações importantes em termos econômicos. Supondo conhecido o posto da matriz Π o teste de hipótese sobre os componentes dos vetores α e β pode ser feita através de testes de razão de verossimilhança com distribuição usual qui-quadrada. Maiores detalhes podem ser encontrados em Johansen (1995a) e Doornik e Hendry (1997).

5. Dados Utilizados

Na Tabela 1 é apresentada uma descrição detalhada das variáveis a serem utilizadas neste trabalho.

- (a) Para medir o fluxo de comércio no país, utiliza-se o valor das exportações totais brasileiras, X , em dólares e; o valor das importações totais do Brasil, M , em dólares. A razão valor das exportações sobre valor das importações, $FC = XM = \frac{X}{M}$, (conforme Nunes (1994)) para avaliar o saldo comercial do país.
- (b) A taxa de câmbio real, TCRm ou CRm, é construída pela multiplicação da taxa de câmbio nominal, com o índice de preço agregado dos principais parceiros comerciais brasileiros ponderados pela participação de cada um deles no total do comércio brasileiro. Em seguida este índice é deflacionado pelo índice de preços ao consumidor amplo calculado pelo IBGE. Os pesos foram atualizados anualmente desde 1980. Os países que entram no cálculo são: Argentina, Holanda, Alemanha, Japão, Bélgica, Itália, França, México, Reino Unido, Chile, Espanha, Paraguai, Uruguai, Coréia, Canadá, Colômbia, Rússia, China, Irlanda, Finlândia, Portugal, Luxemburgo, Áustria, Estados Unidos e Grécia, representando cerca de 75% do comércio brasileiro. O IPEA calcula uma série de câmbio real de forma similar. A principal diferença está no número de parceiros comerciais que aqui é maior. De qualquer forma o comportamento das séries são bem parecidos.
- (c) Para a medida de renda interna do país utiliza-se como *proxy* a série do PIB (Produto interno Bruto) brasileiro publicada pelo IBGE.
- (d) Como *proxy* da renda externa emprega-se o PIB norte-americano, PIBus, que por sua vez guarda forte correlação com o produto interno mundial.

Tabela 1

Dados e fontes

	Descrição da variável	Proxy da variável	Forma da série/base	Fonte	Período da amostra/ Dados trimestrais
Y	PIB do Brasil	Renda doméstica	Número índice	IBGE	1980:1 a 2004:4
Y*	PIB Estados Unidos	Renda externa	Número índice	IFS-FMI	1980.1 a 2004.4
IPCbr	Índice de Preços ao Consumidor amplo	Preços dos bens domésticos	Número índice	IBGE	1980.1 a 2004.4
IPA	Índice de Preços agregados dos principais parceiros comerciais	Preços dos bens comerciáveis	Número índice	IFS-FMI	1980.1 a 2004.4
M	Importações do Brasil	Mesma	Dólares correntes	IFS-FMI	1980.1 a 2004.4
X	Exportações do Brasil	Mesma	Dólares correntes	IFS-FMI	1980.1 a 2004.4
e	Taxa de câmbio nominal	Mesma	US\$/moeda nacional	IFS-FMI	1974.1 a 1996.4

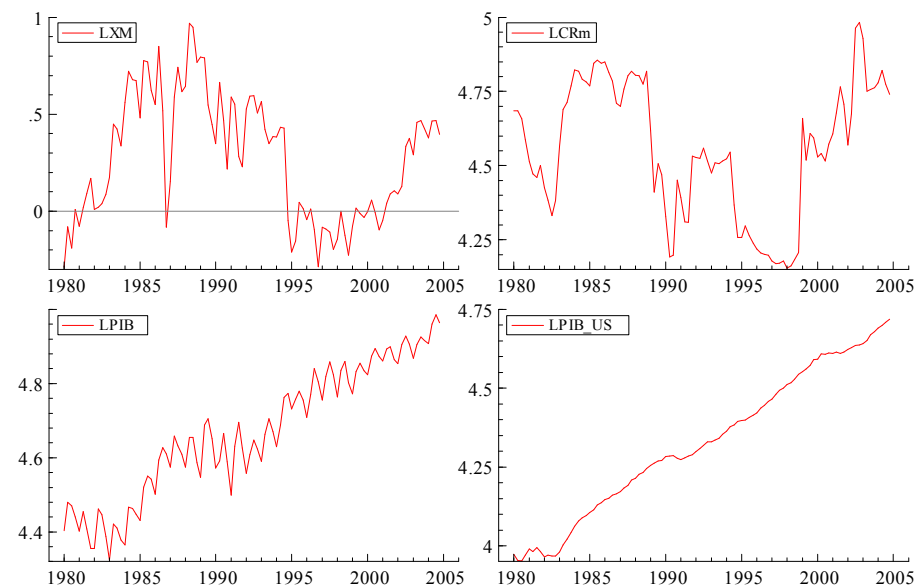


Fig. 1. Fluxo de comércio, taxa de câmbio real, PIB brasileiro e PIB americano

6. Apresentação dos Resultados

6.1. Análise multivariada

O ponto de partida foi um VAR irrestrito com 4 defasagens para o logaritmo das variáveis fluxo de comércio (LXM), taxa de câmbio real (LCRm), renda interna

(LPIB) e renda externa (LPIBUS), além de uma *dummy* pontual introduzida com o objetivo de controlar um *outlier* identificado no último trimestre de 1986 e de uma *dummy* para modelar a quebra de regime que possui zero até 1998:4 e 1 após 1998:4. A razão por trás deste primeiro ponto está associada aos eventos que se seguiram ao Plano Cruzado. Houve uma antecipação de importações e postergação das exportações causadas pela expectativa de que o câmbio seria desvalorizado amplamente com a implementação do plano Cruzado II. Além disto quatro *dummies* pontuais entre 1999:1 e 1999:4 foram introduzidas para condicionar o novo regime nas observações iniciais (ver Johansen et alii (2000), sobre este ponto).

Os resultados da estimação do modelo descrito acima passam a ser discutidos. Como passo inicial o modelo foi estimado com 4 defasagens. A seguir são apresentados os testes para verificar qual o número de defasagens que melhor explica a base de dados (ver Tabela 2). O sistema 1 possui quatro defasagens, o sistema 2, três defasagens e assim por diante. Os resultados não são únicos. Pelo critério de informação há possibilidade de eliminação da quarta defasagem pelo menos (critério HQ). Pelos testes *F* não existe esta possibilidade. De forma a não impor alguma restrição inválida opta-se por trabalhar com o maior número de defasagens.

Tabela 2

Testes de redução do sistema

Sistema 1 → Sistema 2:	$F(20, 256) = 3.4959 [0.0000]$ **
Sistema 1 → Sistema 3:	$F(40, 274) = 2.8624 [0.0000]$ **
Sistema 1 → Sistema 4:	$F(60, 263) = 2.8233 [0.0000]$ **
<hr/>	
Sistema 2 → Sistema 3:	$F(20, 239) = 2.0368 [0.0067]$ **
Sistema 2 → Sistema 4:	$F(40, 255) = 2.2357 [0.0001]$ **
<hr/>	
Sistema 3 → Sistema 4:	$F(20, 223) = 2.2772 [0.0020]$ **

Sistema	T	P	log-likelihood	SC	HQ	AIC
4	96	44	13.137.796	-25.278	-25.979	-27.370
3	96	64	13.521.773	-25.127	-26.146	-27.170
2	96	84	13.771.599	-24.697	-26.034	-27.691
1	96	104	14.067.255	-24.362	-26.017	-27.307

O teste do traço de cointegração proposto por Johansen é apresentado para avaliar a existência de cointegração entre as variáveis. Como é proposta a existência de quebra na relação de cointegração eventual a partir de 1999, os valores críticos tabulados e apresentados nos *softwares* de econometria não são adequados. Johansen et alii (2000) mostram como calcular de forma aproximada os valores

Tabela 3
Testes de especificação

Variável	Teste	Resultado
LXM	:Portmanteau 11 defasagens	74.039
LXM	:AR 1- 5 F(5, 65)	0.77558 [0.5709]
LXM	:Normalidade Chi ² (2)	1.2761 [0.5283]
LXM	:ARCH 4 F(4, 62)	0.76835 [0.5499]
LXM	:Xi ² F(33, 36)	0.63531 [0.9043]
LCRm	:Portmanteau 11 defasagens	13.449
LCRm	:AR 1- 5 F(5, 65)	0.94092 [0.4607]
LCRm	:Normalidade Chi ² (2)	4.4691 [0.1070]
LCRm	:ARCH 4 F(4, 62)	1.6511 [0.1728]
LCRm	:Xi ² F(33, 36)	0.52696 [0.9669]
LPIB	:Portmanteau 11 defasagens	20.227
LPIB	:AR 1- 5 F(5, 65)	1.1497 [0.3435]
LPIB	:Normalidade Chi ² (2)	1.4397 [0.4868]
LPIB	:ARCH 4 F(4, 62)	0.97634 [0.4270]
LPIB	:Xi ² F(33, 36)	0.92492 [0.5879]
LPIB_US	:Portmanteau 11 defasagens	12.776
LPIB_US	:AR 1- 5 F(5, 65)	1.6351 [0.1633]
LPIB_US	:Normalidade Chi ² (2)	9.9903 [0.0068] **
LPIB_US	:ARCH 4 F(4, 62)	5.9112 [0.0004] **
LPIB_US	:Xi ² F(33, 36)	2.2782 [0.0085] **
Vector	Xi ² F(330,286)	0.65712 [0.9999]
Vector	Portmanteau 11 defasagens	139.99
Vector	AR 1-5 F(80,187)	1.2366 [0.1225]
Vector	Normalidade Chi ² (8)	13.434 [0.0978]

críticos sem a necessidade de simulação. Conhecendo o momento da quebra, é possível calcular os valores críticos apropriados ao caso em análise.

Os resultados mostrados na Tabela 4 revelam que a hipótese de inexistência de cointegração pode ser rejeita com 5% de significância. Isto pode ser vista pela análise da estatística do traço na versão tradicional e corrigida. A estatística do traço sugere que talvez exista um segundo vetor de cointegração. De qualquer forma opta-se por utilizar um vetor de cointegração dado que isto é esperado e por conta

de resultados ainda a serem apresentados.

Tabela 4

Testes do traço com e sem correção dos graus de liberdade

Ho:rank=p	Traço	Traço corrigida	95%	99%
p =0	83.53*	69.61*	64	105
p <=1	41.21*	34.34	38,3	63,2
p <=2	15.52	12.94	31,8	19,1
p <=3	0.6451	0.5375	10,2	6,1

A Tabela 5 revela que o vetor significativo apresenta os sinais esperados associados a cada uma das variáveis.

Tabela 5

Resultados de co-integração: matrizes α e β'

Equação	α (matriz de ajustamento)					β' (matriz de vetores cointegrantes)				
	LXM	LCrm	LPIB	LPIBUS	D99	LXM	LCrm	LPIB	LPIBUS	D99
LXM	-0.202	0.045	-0.024	0.001	0.001	1	-2.304	2.531	-2.723	0.793
LCrm	-0.141	-0.024	0.056	-0.001	-0.001	-0.347	1	-7.706	7.110	-0.815
LPIB	-0.064	-0.197	0.0019	0.011	0.011	-0.054	0.476	1	-0.008	-0.502
LPIBUS	0.031	0.061	0.005	0.006	0.006	-0.313	0.289	-1.111	1	-0.243

Na Tabela 6 apresenta-se os teste de exclusão de cada uma das variáveis do vetor de cointegração significativo. Os testes mostram que as variáveis câmbio real e saldo comercial não podem ser excluídos do mesmo. Já o PIB brasileiro e americano podem ser excluídos do vetor de cointegração. A *dummy* de quebra está na fronteira de rejeição entre 5% e 1% de significância.

Tabela 6

Exclusão de cada uma das variáveis

Variável	LXM	LCrm	LPIB	LPIBUS	D99
	13.055	13.325	1.4479	1.9658	5.3348
	[0.0003]**	[0.0003]**	[0.2289]	[0.1609]	[0.0209]*

Testou-se então se as variáveis PIB brasileiro, americano e a *dummy* para quebra podem ser excluídas simultaneamente. A estatística de teste tem distribuição qui-quadrado com 3 graus de liberdade. A estatística tem valor de 9,1309 e *p*-valor de 2,76%. Já a estatística de teste para exclusão dos PIB's brasileiro e americano tem dois graus de liberdade e *p*-valor de 23,53

Além destas restrições adicionou-se a hipótese de exogeneidade fraca dos parâmetros de longo prazo com relação as variáveis taxa de câmbio real (LCrm), renda interna (LPIB) e renda externa (LPIB_US). Os resultados são mostrados abaixo, aceitando-se a hipótese nula com *p*-valor de 7,83% (ver Tabela 7). É possível separar o modelo condicional e marginal sem perda de informação relevante.

Tabela 7

Resultados da restrição sobre α : matrizes β'

α (matriz de ajustamento)	β' (matriz de vetores cointegrantes)			teste LR, posto=1: $\chi^2(6)$					
0.0436	0.00	0.00	0.00	-2.778	6.7265	0.000	0.000	11.345	[0.0783]

Tendo em vista tais resultados, optou-se por trabalhar com um modelo sem quebra. Os resultados dos testes de especificação são apresentados abaixo e são razoáveis (Ver Tabela 9).

O traço de cointegração e do máximo auto-valor são feitos para o modelo sem quebra (Tabela 8). Há evidência forte da existência de pelo menos um vetor de cointegração. Já a evidência de existência de um segundo vetor de cointegração é bem mais fraca. Desta forma optou-se pela existência de um vetor de cointegração.

Tabela 8

Testes do traço e do maior autovalor com e sem correção dos graus de liberdade

Ho:rank=p	Máximo autovalor	Máximo autovalor corrigida	95%	Traço	Traço corrigida	95%
P == 0	36.98**	30.82*	27.1	63.36**	52.8*	47.2
P <= 1	21.08*	17.56	21.0	26.37	21.98	29.7
P <= 2	5.27	4.392	14.1	5.296	4.413	15.4
P <= 3	0.02538	0.02115	3.8	0.02538	0.02115	3.8

Novamente, testou-se se cada uma das variáveis pode ser excluída individualmente do vetor de cointegração. As variáveis saldo comercial e taxa de câmbio real não podem ser excluídas do vetor de cointegração. Já as séries do PIB brasileiro e americano podem ser excluídas com facilidade (ver Tabela 11).

Também testou-se conjuntamente a hipótese de exogeneidade fraca e exclusão do PIB americano e brasileiro do vetor de cointegração. Esta hipótese pode ser testada por um teste de razão de verossimilhança que possui distribuição qui-quadrado com 5 graus de liberdade. A estatística tem valor 6,01 e p -valor de 30,52% (ver Tabela 12).

6.2. Modelo de Correção de Erros

Como os resultados permitiram particionar o modelo conjunto em modelo condicional e marginal sem perda de informação relevante, passe-se a estimação e análise do modelo condicional para a equação de saldo comercial.

Com base no vetor de co-integração da Tabela 12 montou-se o mecanismo de correção de erros da seguinte maneira:

$$ECM1 = LXM - 2.42082*LCRm$$

Em seguida, estimou-se por mínimos quadrados ordinários, o modelo irrestrito de correção de erros cujos resultados são mostrados na Tabela 13. Os resultados dos testes de especificação são apresentados na Tabela 14. Todas as variáveis significativas têm o sinal esperado pela teoria econômica. Uma variação do produto

Tabela 9
Testes de especificação

Variável	Teste	Resultado
LXM	:AR 1- 5 F(5, 66)	0.82881 [0.5338]
LXM	:ARCH 4 F(4, 63)	0.77507 [0.5455]
LXM	:Normalidade Chi ² (2)	1.3234 [0.5160]
LXM	:Portmanteau 11 defasagens	77.633
LXM	:Xi ² F(32, 38)	0.69883 [0.8487]
LCRm	:AR 1- 5 F(5, 66)	0.74738 [0.5909]
LCRm	:ARCH 4 F(4, 63)	1.7235 [0.1559]
LCRm	:Normalidade Chi ² (2)	5.4759 [0.0647]
LCRm	:Portmanteau 11 defasagens	94.171
LCRm	:Xi ² F(32, 38)	0.52154 [0.9687]
LPIB	:AR 1- 5 F(5, 66)	0.70512 [0.6216]
LPIB	:ARCH 4 F(4, 63)	1.1679 [0.3335]
LPIB	:Normalidade Chi ² (2)	4.8744 [0.0874]
LPIB	:Portmanteau 11 defasagens	22.99
LPIB	:Xi ² F(32, 38)	1.0776 [0.4096]
LPIB_US	:AR 1- 5 F(5, 66)	1.4789 [0.2086]
LPIB_US	:ARCH 4 F(4, 63)	5.7878 [0.0005] **
LPIB_US	:Normalidade Chi ² (2)	7.6206 [0.0221] *
LPIB_US	:Portmanteau 11 defasagens	10.517
LPIB_US	:Xi ² F(32, 38)	2.5144 [0.0035] **
Vector	Xi ² F(320,304)	0.70825 [0.9988]
Vector	AR 1-5 F(80,191)	1.3611 [0.0454] *
Vector	Normalidade $\chi^2(8)$	16.094 [0.0411] *
Vector	Portmanteau 11 defasagens	146.44

Tabela 10
Resultados de co-integração: matrizes α e β'

Equação	α (matriz de ajustamento)				β' (matriz de vetores cointegrantes)				
LXM	-0.132	0.005	0.00055	0.0014	1	-2.207	-1.959	1.994	
LCRm	-0.019	0.013	0.017	-0.002	-0.457	1	-18.025	13.849	
LPIB	-0.063	-0.167	0.030	0.0017	0.327	0.010	1	-0.550	
LPIBUS	-5.96e-005	-9.28e-005	-2.90e-005	-1.89e-005	-4.347	2.775	21.601	1	

interno bruto positiva (negativa) provoca uma variação negativa (positiva) no curto prazo no saldo comercial. Uma depreciação (apreciação) da taxa de câmbio real provoca uma melhora (piora) do saldo comercial no curto prazo. No longo prazo, como já ressaltado, uma depreciação (apreciação) provoca uma melhoria (piora) no saldo comercial.

Partindo-se do modelo de correção de erros irrestrito, mostrado na Tabela 13, simplificou-se o mesmo, tirando-se as variáveis não significativas (ver as simplificações propostas na Tabela 15) Para estas reduções foi usado o teste F para comparação de uma sucessão de modelos encaixados. Além disto utilizou-se

Tabela 11

Exclusão de cada uma das variáveis

Variável	LXM	LCrm	LPIB	LPIBUS
	10.377	14.517	0.37594	0.66678
	[0.0013] **	[0.0001] **	[0.5398]	[0.4142]
Variáveis LPIB e LPIBUS				
LR-test, rank=1: $\chi^2(2) = 3.7961$ [0.1499]				

Tabela 12

Resultados da restrição sobre α : matrizes β'

α (matriz de ajustamento)	β' (matriz de vetores cointegrantes)				teste LR, posto=1: $\chi^2(5)$				
0.043	0.00	0.00	0.00	-2.7786	6.7265	0.000	0.000	6.0102	[0.3052]

Tabela 13

Resultados do modelo de correção de erros irrestrito

Variável	Defasagem 0	Defasagem 1	Defasagem 2	Defasagem 3
LXM		-0.288176 (-3.50)	-0.470237 (-5.87)	-0.263243 (-3.67)
LCrm	0.208594 (1.60)	0.498357 (3.53)	-0.0159695 (-0.109)	0.224267 (1.61)
LPIB	-1.13614 (-3.06)	-2.62220 (-6.90)	-0.518585 (-1.24)	-2.12333 (-4.97)
LPIBUS	1.92900 (1.23)	2.98257 (2.03)	-0.471169 (-0.315)	1.17347 (0.917)
D9901	-0.050765 (-0.466)	-0.315626 (-2.77)	-0.018982 (-0.160)	-0.128938 (-1.14)
D86(4)	-0.515917 (-5.68)			
ECM2	-0.121192 (-5.20)			
C	-1.28914 (-5.17)			

T=96; R² = 0.815866; F(24,71) = 13.11 [0.000]; = 0.0821922; DW=1.86.(.) Estatística *t* entre parêntesis.

Tabela 14

Testes de especificação para o modelo irrestrito

ARCH 4 F(4,63)	AR 1-5 F(5, 66)	Normalidade	χ^2 F(43,7)	RESET F(1,70)
qui-quadrado				
1.8722 [0.1264]	0.74491 [0.5927]	0.78827 [0.6743]	0,35572 [0,9832]	0.00751 [0.9312]

os critérios de informação. As simplificações propostas estão apresentadas na Tabela 16. Os resultados com as simplificações propostas estão na Tabela 17.

Tabela 15

Variáveis excluídas do modelo irrestrito

Variável excluída
Modelo restrito 1 D9901 (defasagens 0, 2 e 3)
Modelo restrito 2 LCrm (defasagem 3), PIBUS (defasagem 3)
Modelo restrito 3 LCrm (defasagem 2), PIBUS (defasagem 2), PIB (defasagem 2)
Modelo restrito 4 LCrm (defasagem 0). PIBUS (defasagem 0)

Há uma dúvida quanto ao modelo final. Opta-se pelo modelo 3 por conta do critério de informação Akaike e por conta do teste F que compara o modelo 3 com o 4 ter p -valor de 8,55%. No modelo 4 o câmbio real e o PIB americano não têm influência contemporânea no saldo comercial. Já no modelo 3 existe tal influência. É uma questão em aberto, portanto se uma desvalorização cambial gera efeitos imediatos no saldo comercial (no mesmo trimestre).

O modelo é estável conforme se verifica na Figura 2 Figura 3 e na Figura 4. Os parâmetros estimados recursivamente são constantes ao longo do período analisado, pois, os valores finais dos parâmetros se encontram dentro do intervalo de confiança inicial. Além disso, as estatísticas do teste de Chow revelam estabilidade na estrutura do modelo a 5% de significância. A evolução recursiva das estatísticas t 's mostra o padrão esperado no caso da hipótese nula não ser válida, crescendo continuamente com o aumento da amostra. Em particular a estatística t associada a *dummy* de intervenção em 1986(4) tem o comportamento esperado mostrando que este trimestre teve um comportamento completamente anômalo.

O modelo foi re-estimado com a amostra sem as últimas oito observações. Realizou-se então previsões para as mesmas e o modelo teve boa performance preditiva, sendo todos os valores ocorridos estão dentro das margens de erro de previsão. Isto pode ser observado na Figura 5.

O modelo final aqui obtido permite tecer algumas conclusões mais específicas do que apenas confirmar a existência de uma relação entre saldo comercial e taxa de câmbio real:

- I) não parece existir efeitos de curto prazo negativos nos moldes da curva J no saldo comercial embora uma conclusão definitiva só possa ser obtida a partir da análise do modelo conjunto e não apenas do marginal;

Tabela 16

Testes para redução do modelo irrestrito

Modelo Irrestrito → Modelo Restrito 1	$F(3,71) = 0.56509$ [0.6398]
Modelo Irrestrito → Modelo Restrito 2	$F(5,71) = 0.73802$ [0.5975]
Modelo Irrestrito → Modelo Restrito 3	$F(8,71) = 0.66464$ [0.7207]
Modelo Irrestrito → Modelo Restrito 4	$F(10,71) = 1.0219$ [0.4342]
Modelo Restrito 1 → Modelo Restrito 2	$F(2,74) = 1.0153$ [0.3673]
Modelo Restrito 1 → Modelo Restrito 3	$F(5,74) = 0.73737$ [0.5978]
Modelo Restrito 1 → Modelo Restrito 4	$F(7,74) = 1.2395$ [0.2925]
Modelo Restrito 2 → Modelo Restrito 3	$F(3,76) = 0.55185$ [0.6485]
Modelo Restrito 2 → Modelo Restrito 4	$F(5,76) = 1.3286$ [0.2612]
Modelo Restrito 3 → Modelo Restrito 4	$F(2,79) = 2.5370$ [0.0855]

	T	P	log-likelihood	SC	HQ	AIC	
Modelo Irrestrito	96	25	118.13668	-1.2725	-1.6704	-1.9403	
Modelo Restrito 1	9	6	22	117.00405	-1.3916	-1.7417	-1.9793
Modelo Restrito 2	9	6	20	115.70464	-1.4596	-1.7779	-1.9938
Modelo Restrito 3	9	6	17	114.67026	-1.5807	-1.8512	-2.0348
Modelo Restrito 4	9	6	15	111.68227	-1.6135	-1.8523	-2.0142

- II) as rendas doméstica e externa não geram efeitos de longo prazo no saldo comercial mas têm efeitos fortes no curto prazo;
- III) o quarto trimestre de 1986 foi atípico representando um saldo extremamente abaixo do esperado por conta da antecipação de importação e postergamento de exportações;
- IV) a mudança do regime cambial em 1999 não representou uma mudança estrutural nesta relação, ou seja, o nível de saldo comercial recente pode ser bem explicado por conta de estímulos de câmbio existentes no período;
- V) o crescimento mais acelerado do produto brasileiro provoca deterioração no saldo externo apenas no curto prazo, já uma apreciação do cambial provocará efeitos permanentes no saldo comercial.

O modelo aqui apresentado tem boa aderência aos dados e explica grande parte das variações do saldo comercial em quase um quarto de século. Os resultados aqui obtidos parecem ter um alto grau de solidez, contudo as conclusões acima devem

Tabela 17

Resultados do modelo de correção de erros irrestrito

Variável	Defasagem 0	Defasagem 1	Defasagem 2	Defasagem 3
ΔLXM		-0.260374 (-3.75)	-0.388059 (-5.91)	-0.244935 (-3.63)
$\Delta LCrm$	0.155184 (1.61)	0.444221 (3.71)		
$\Delta LPIB$	-0.946518 (-2.85)	-2.53959 (-7.06)		-2.04504 (-5.05)
$\Delta LPIBUS$	2.11608 (1.48)	2.94911 (2.19)		
D9901		-0.280655 (-2.76)		
D864	-0.528510 (-5.99)			
ECM2	-0.120832 (-5.68)			
C	-1.28858 (-5.67)			

T=96; R²= 0.802076; F(16,79)= 20.01 [0.000]; = 0.0807845; DW= 1.9.

Tabela 18

Testes de especificação

AR 1-5 test:	F(5,74) = 0.14246 [0.9817]
ARCH 1-4 test:	F(4,71) = 0.81125 [0.5222]
Normalidade test:	Chi ² (2) = 0.073455 [0.9639]
hetero test:	F(27,51) = 0.39090 [0.9950]
RESET test:	F(1,78) = 0.17186 [0.6796]

ser tomadas com a cautela de praxe e confirmadas ou refutadas a partir de outros estudos sobre o tema.

7. Comparação com Outros Trabalhos

Há uma série de trabalhos sobre o tema para o exterior e Brasil. Exemplos são Reinhart (1995), Nunes (1994), Zini Jr. (1992), Nishijima (1998), Almeida (1995)

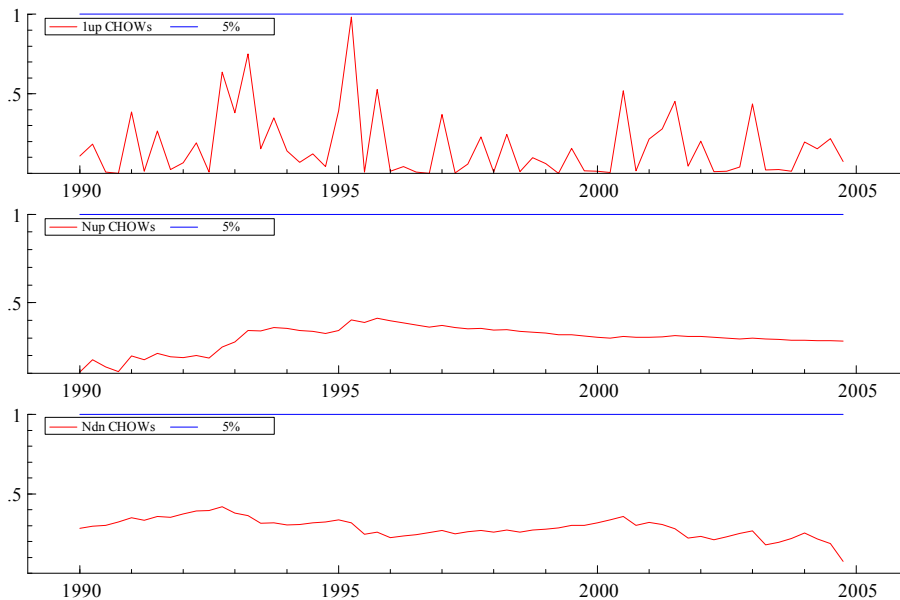


Fig. 2. Testes de Chow

e Pastore et alii (1998).

Reinhart (1995), mostra que há a evidência de que uma desvalorização cambial provoca melhoria nos fluxos de comércio (aumentando o saldo comercial). A autora utiliza a metodologia de cointegração e analisa um grupo de 12 países em desenvolvimento, inclusive Brasil, encontrando resultados positivos para a maioria deles. Não encontra tal evidência favorável ao saldo comercial para o caso brasileiro.

Nunes (1994), que trata do Brasil exclusivamente, encontra evidência de longo prazo da relação estável e positiva entre câmbio real e saldo comercial para o país, com base numa análise de co-integração. A diferença entre eles está basicamente no tipo de dados utilizados e na definição de algumas variáveis.

Dentro da literatura de testes econométricos mais antigos tem-se os trabalhos de Zini Jr. (1992) e Almeida (1995), que fazem testes econométricos para verificar quais são os determinantes do fluxo de comércio brasileiro com base em regressões múltiplas estimadas por mínimos quadrados ordinários, sem levar em consideração a ordem de integração das séries utilizadas, comprometendo os resultados obtidos.

Os testes aqui são similares ao trabalho de Nunes (1994). Existem diferenças importantes no que tange o tamanho da amostra e a pesquisa sobre a existência de quebra na relação. Enquanto o autor procura encontrar uma definição adequada para a taxa de câmbio real e qual seria a melhor *proxy* para mensurá-lo, este trabalho parte da definição de câmbio real dado pela razão entre índice de preços no atacado no exterior e índice de preços ao consumidor no Brasil multiplicado pela taxa de câmbio vigente.

Pastore et alii (1998) também reproduzem os testes de Nunes com algumas

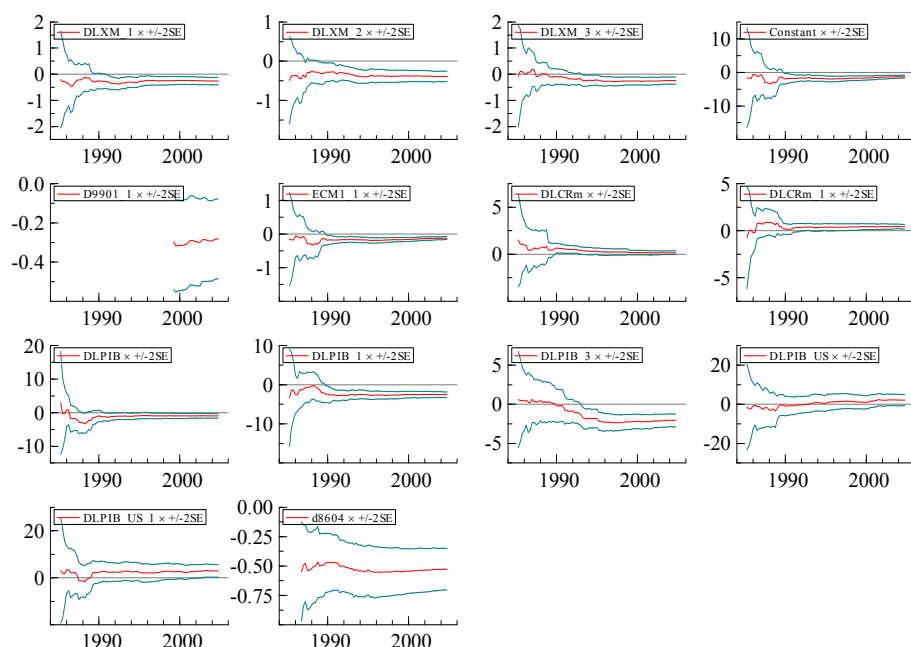


Fig. 3. Evolução recursiva dos coeficientes do modelo reduzido

diferenças em relação aos resultados apresentados acima. Eles trabalham com dois tamanhos de amostra, porém com dados mensais, um que vai de 1959.01 a 1990.02 e outro de 1959.01 a 1996.12. Uma diferença importante é a maneira como as variáveis de interesse são construídas: a variável saldo comercial é construída como sendo a diferença entre exportações e importações, medidas em dólares constantes.

Estes autores, apesar das diferenças citadas acima, encontram evidência de co-integração para o período que vai de 1959.01 a 1990.02. Quando o período se estende até 1996.12 a evidência se desfaz. A explicação apresentada para este último resultado seria que as mudanças ocorridas a partir de 1990, com o início da abertura comercial, mais o Plano Real, teriam alterado o padrão de comportamento da economia de modo que as séries não mais possuíssem tendências comuns, ou alternativamente, que os saldos comerciais deixassem de apresentar raiz unitária. Este resultado é contestado pela evidência deste trabalho. Nem a abertura comercial em 1990 ou a abertura do plano Real geraram efeitos na relação. O que houve foi um grande desvio da relação de longo prazo que pode ser observado na análise gráfica do mecanismo de correção de erros (Figura 6). A abertura econômica em 1990 e em 1994, bem como a valorização da taxa de câmbio real no período pós-Real geraram um grande desvio que foi corrigido com a desvalorização da taxa de câmbio real a partir de 1999. O período entre 1990 e 1999 caracterizou-se por um crescimento mais acelerado das importações. Já o período pós-1999 as exportações passaram a crescer mais rapidamente do que as importações como regra geral e isto é explicado

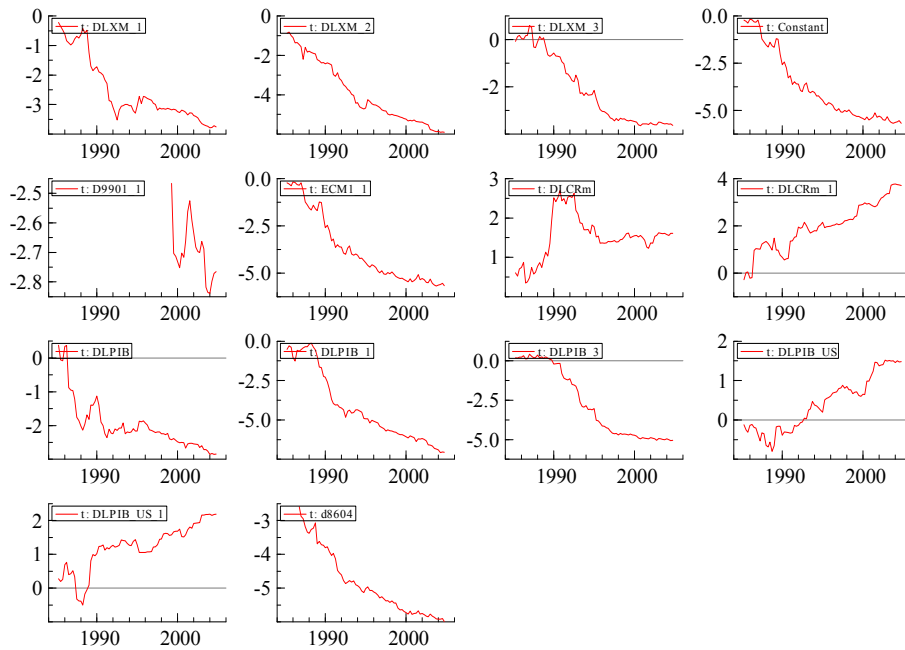


Fig. 4. Evolução recursiva das estatísticas t 's dos coeficientes do modelo reduzido

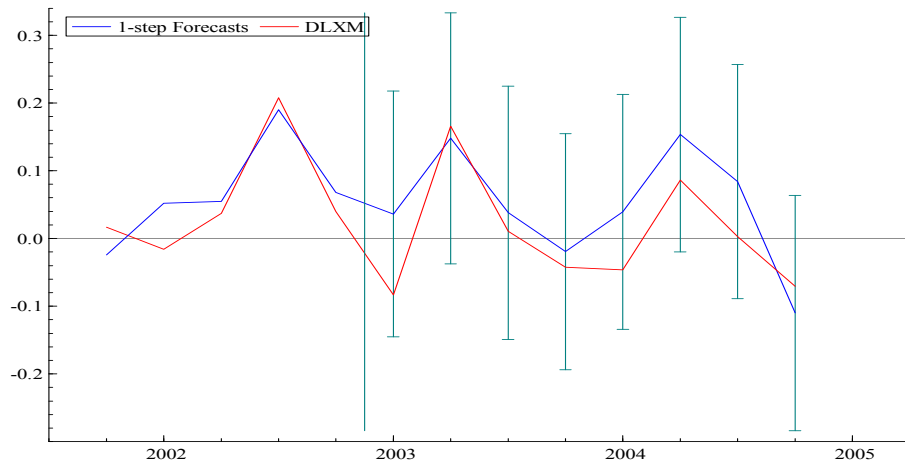


Fig. 5. Previsão do modelo

basicamente por conta da taxa de câmbio.

O trabalho de Nishijima (1998) vai na mesma linha demonstrando que existe uma relação entre taxa de câmbio real e saldo comercial. A evidência é sólida até a introdução do Plano Real. Quando foi estendida para além do Plano Real a evidência favorável sobre a existência da relação desaparece como em Pastore

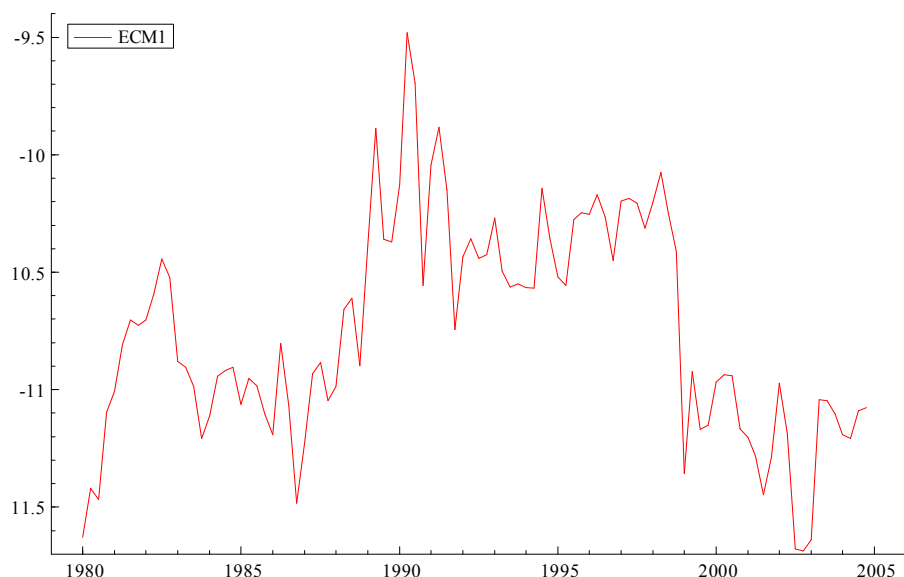


Fig. 6. Mecanismo de correção de erros

et alii (1998). Neste trabalho tal evidência é revertida por conta da inclusão dos anos posteriores a 1998 na amostra. A autora demonstrou que até 1994 a relação entre saldo comercial e taxa de câmbio real existia e era invariante a intervenções (superexogeneidade – Ver Hendry (1995)).

8. Conclusão

Este trabalho procurou confirmar a existência de uma relação estável entre taxa de câmbio real e saldo comercial para a economia brasileira. Alguns trabalhos na segunda metade dos anos noventa colocaram em dúvida a existência de tal relação no período que se seguiu a abertura econômica e o Plano Real. A evidência obtida neste artigo com uma amostra bem maior mostra que tal relação continua a existir e é estável para quase um quarto de século.

A explicação para que os estudos da segunda metade dos anos noventa tenham colocado em dúvida tal relação consiste na existência de um grande desequilíbrio que persistiu ao longo de todos os anos noventa. Este desequilíbrio só foi corrigido com a mudança de regime cambial em 1999 que gerou um forte crescimento das exportações e uma redução do ritmo de crescimento das importações. O efeito sobre o saldo da abertura econômica demorou cerca de uma década para ser absorvido. Uma explicação tentativa foi que o processo de abertura exigiu um ajustamento das firmas em termos de reorientação produtiva para o exterior e de substituição de importações. É provável que a desvalorização cambial de 1999 tenha acelerado este processo.

Referências bibliográficas

- Almeida, M. C. G. (1995). Efeitos da política cambial na balança comercial do Brasil. *Nova Economia*, especial:161–198.
- Backus, D. K., Kehoe, P. J., & Dynland, F. E. (1994). Relative price movements in dynamic general equilibrium models of international trade. In van der Ploeg, F., editor, *The Handbook of International Macroeconomics*. Blackwell Publishers, Oxford, UK and Cambridge, USA.
- Doornik, J. A. & Hendry, D. (1997). *Modelling Dynamic System Using PcFilm 9.0*. International Thomson, London.
- Dornbusch, R. (1975). Exchange rates and fiscal policy in a popular model of international trade. *American Economic Review*, 65(5):859–871.
- Dornbusch, R. (1980). *Open Economy Macroeconomics*. Basic Books, Inc. Publishers, New York.
- Edwards, S. (1989). *Real Exchange Rate*. MIT Press, Cambridge.
- Gonçalves, R., Canuto, O., & Baumann, R. (1998). *A Nova Economia Internacional: Uma Perspectiva Brasileira*. Campus, Rio de Janeiro.
- Hendry, D. (1995). *Dynamics Econometrics*. Oxford University Press.
- Johansen, S. (1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12:231–254.
- Johansen, S. (1991). Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models. *Econometrica*, 59(6):1551–1580.
- Johansen, S. (1995a). Identifying restrictions of linear equations with applications to simultaneous equations and cointegration. *Journal of Econometrics*, 69:111–132.
- Johansen, S. (1995b). *Likelihood-Based Cointegrated Vector Auto-Regressive Models*. *Advanced Texts in Economics*. Oxford University Press, New York.
- Johansen, S. & Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2):169–210.
- Johansen, S., Mosconi, R., & Nielsen, B. (2000). Cointegration analysis in the presence of structural breaks in the deterministic trend. *The Econometric Journal*, 3(2):216–249.
- Juselius, K. (1995). Do purchasing power parity and uncovered interest rate parity hold in the long run? An example of likelihood inference in a multivariate time-series model. *Journal of Econometrics*, 69:211–240.
- Krugman, P. & Obstfeld, M. (2005). *Economia Internacional: Teoria e Política*. Pearson Editora, 6th edition.
- Meese, R. A. & Rogoff, K. (1983). Empirical exchange models of the seventies: Do they fit out of the sample? *Journal of International Economics*, 14:3–24.
- Nilsson, K. (2004). Do fundamentals explain the behaviour of the Swedish real effective exchange rate? *Scandinavian Journal of Economics*, 106:603–622.
- Nishijima, M. (1998). Fluxos de comércio no Brasil e seus determinantes básicos – Uma análise de cointegração. Master's thesis, IE-UNICAMP.
- Nunes, J. M. M. (1994). Balança comercial e taxa de câmbio real: Uma análise de co-integração. *Revista de Economia Política*, 14(1):53–62.
- Obstfeld, M. & Rogoff, K. (1995). The international approach to the current account. In Grosman, G. & Rogoff, K., editors, *Handbook of International Economics*. Elsevier Science B. V.
- Pastore, A. C., Blum, B., & Pinotti, M. C. (1998). Paridade de poder de compra, câmbio

- real e saldos comerciais. *Revista Brasileira de Economia*, 52(3):359–404.
- Reinhart, C. M. (1995). Devaluation, relative prices and international trade: Evidence from developing countries. *Staff Papers*, 42(2):290–312.
- Zini Jr., A. A. (1992). *Taxa de Câmbio e Política Cambial no Brasil*. Edusp, São Paulo.