FUNDAÇÃO INSTITUTO CAPIXABA DE PESQUISAS EM CONTABILIDADE, ECONOMIA E FINANÇAS - FUCAPE

RODRIGO TEIXEIRA GRIJÓ

A TAXA DE CÂMBIO REAL E O SALDO DA BALANÇA COMERCIAL BRASILEIRA NO PÓS-PLANO REAL

Vitória
2005

RODRIGO TEIXEIRA GRIJÓ

A TAXA DE CÂMBIO REAL E O SALDO DA BALANÇA COMERCIAL BRASILEIRA NO PÓS-PLANO REAL

Dissertação de Mestrado apresentada ao Programa de Mestrado Profissional em Ciências Contábeis da Fundação Instituto Capixaba de Pesquisas em Contabilidade, Economia e Finanças (FUCAPE), como requisito parcial para obtenção do título de Mestre em Ciências Contábeis – Nível Profissionalizante.

Orientador: Prof. Dr. Arilton Teixeira.

Vitória
2005

DEDICATÓRIA

Aos meus pais, Newton e Olga, pelos belos exemplos
que me deixaram;
As minhas filhas Laís e Juliana, para as quais, espero que esse
trabalho seja um bom exemplo;
A Luciana, esposa, amiga, companheira, exemplo de paciência
e de vida; minha eterna credora;
Aos amigos Leonardo e Orsi, duas belas amizades proporcionadas
por esta caminhada.

AGRADECIMENTOS

A Deus, pois toda honra e glória sejam somente para Ele.

Ao Professor Dr. Arilton Teixeira, por sua excelente orientação e acompanhamento durante todo este trabalho. Sua constante atenção foi fundamental para se ordenar tantas idéias e focar o resultado.

Antes de agradecer, quero dar os Parabéns aos Professores, Dr. Aridelmo Teixeira e Dr. Valcemiro Nossa, pela fantástica e vitoriosa luta de trazer para o Espírito Santo a FUCAPE. A comunidade capixaba efetivamente precisava de um Centro de Ensino nos moldes em que se encontra a Fundação. A sua importância no cenário nacional já é notada. Alguns passos no contexto internacional já despontam. Em breve, muita coisa boa virá solidificando esse trabalho. Muito Obrigado, Doutores! Esse muito obrigado é sim, aquele tradicional "...sem eles, esse momento não estaria sendo possível".

Aos membros da Banca, Dr. Emílio Matsumura e Dr. Eurilton Araújo, por suas considerações e inestimável colaboração à redação final desse trabalho.

Aos Professores da FUCAPE que nos transmitiram conhecimento e nos distinguiram com atenção e amizade ao longo desses anos.

Aos colaboradores da Fundação, educados, atenciosos e sempre dando o melhor de si para nos ajudar em nossas demandas.

Aos colegas de classe e de outras turmas que sempre proporcionaram um ambiente saudável para a troca de conhecimento e experiências.

“Se o dinheiro for a sua esperança de independência, você jamais a terá. A única segurança verdadeira consiste numa reserva de sabedoria, de experiência e de competência.”

(Henry Ford)

RESUMO

Este trabalho tem o objetivo de verificar se o saldo da balança comercial brasileira é relacionado com a taxa de câmbio real. Utiliza-se a técnica de análise de regressão com dados compreendidos entre o primeiro trimestre do ano de 1995 e o último trimestre do ano de 2004 e os resultados indicam haver relação entre essas variáveis, no curto prazo. Entretanto, a magnitude do impacto da taxa de câmbio real é menor do que o de outras variáveis. Com a análise de raiz unitária e co-integração verifica-se a existência de dois vetores de co-integração para a balança comercial; um vetor para a exportação e um para a importação. Entretanto, para a exportação e para a importação verifica-se a falta de significância econômica e estatística desses vetores, respectivamente.

Palavras-chave: Balança comercial, Taxa de câmbio real, Co-integração.

ABSTRACT

This paper intends to verify if the brazilian trade surplus is related to the real exchange rate. We use regression techniques with data between 1995 first quarter and 2004 fourth quarter and the results denote that there is a relation between these variables in the short run. However, the impact magnitude of the real exchange rate is lesser than other variables. We use unit root and cointegration analysis and we verify that there are two cointegration vectors to the trade balance; one cointegration vector to exports and another one to imports. Nevertheless, to exports we get a vector without economical meaning and to imports we face a vector without statistical significance.

Keywords: Trade surplus, Real exchange rate, Cointegration.

LISTA DE FIGURAS

FIGURA 1 - Modelo IS-LM 17

FIGURA 2 - Modelo linha BP 19

FIGURA 3 - Gráfico das variáveis após o ajuste sazonal dos dados 30

FIGURA 4 - (a) Balança comercial e Taxa de câmbio real; (b) Balança comercial e Importações mundiais 40

FIGURA 5 - Balança comercial observada e valores ajustados pela variante 2 da Tabela 1 41

FIGURA 6 - (a) Exportações brasileiras e Taxa de câmbio real; (b) Exportações brasileiras e Importações mundiais 50

FIGURA 7 - Exportações brasileiras observadas e valores ajustados pela variante 2 da Tabela 6 51

FIGURA 8 - (a) Importações brasileiras e Taxa de câmbio real; (b) Importações brasileiras e PIB *per capita* 58

FIGURA 9 - Importações brasileiras observadas e valores ajustados pela variante 6 da Tabela 9 59

LISTA DE TABELAS

TABELA 1 – Variantes do modelo para o saldo da Balança Comercial considerando o Ciclo 36
TABELA 2 – Variantes do modelo para o saldo da Balança Comercial considerando o PIB 38
TABELA 3 – Variantes do modelo para a Exportação, considerando o Ciclo e um termo AR(1) nos resíduos 44
TABELA 4 – Variantes do modelo para a Exportação, considerando o Ciclo e uma variável Dummy 45
TABELA 5 – Variantes do modelo para a Exportação, considerando o PIB e um termo AR(1) nos resíduos 47
TABELA 6 – Variantes do modelo para a Exportação, considerando o PIB e uma variável *Dummy* 49
TABELA 7 – Variantes do modelo para a Importação, considerando o Ciclo 54
TABELA 8 – Variantes do modelo para a Importação, considerando o PIB 55
TABELA 9 – Variantes do modelo para a Importação, considerando uma variável *Dummy* e um termo *AR* nos resíduos 56
TABELA 10 – Teste ADF para o nível das variáveis, com modelo (5) que considera somente um intercepto 67
TABELA 11 – Teste ADF para a 1a. diferença das variáveis, com modelo (5) que considera somente um intercepto 68
TABELA 12 – Ordem de integração das variáveis, para o modelo (5) que considera um intercepto 68
TABELA 13 – Teste ADF para o nível das variáveis, com modelo (4) que considera intercepto e tendência 69
TABELA 14 – Teste ADF para a 1a. diferença das variáveis, com modelo (4) que considera intercepto e tendência 70
TABELA 15 – Ordem de integração das variáveis, para o modelo (4) que considera intercepto e tendência 70
TABELA 16 - Possíveis suposições sobre a presença do intercepto e da tendência no teste de Johansen 71
TABELA 17 - Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 1) 72
TABELA 18 - Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 2) 73

TABELA 19 - Número de equações de co-integração de acordo com a suposição utilizada 74
TABELA 20 - Vetores de co-integração para a Balança Comercial 75
TABELA 21 - Vetor de Correção de Erro para a Balança Comercial 76
TABELA 22 - Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 1) 77
TABELA 23 - Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 2) 78
TABELA 24 - Número de equações de co-integração de acordo com a suposição utilizada 79
TABELA 25 - Vetores de co-integração para a Exportação 79
TABELA 26 - Vetor de Correção de Erro para a Exportação 80
TABELA 27 - Número de equações de co-integração de acordo com a suposição utilizada 82
TABELA 28 - Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 2) 82
TABELA 29 - Número de equações de co-integração de acordo com a suposição utilizada) 83
TABELA 30 - Vetores de co-integração para a Importação 84

SUMÁRIO

1 **INTRODUÇÃO** 12

2 **REFERENCIAL TEÓRICO** 15

2.1 **Comércio Internacional e Taxa Câmbio** 15

2.2 **Taxa de Câmbio Real** 16

2.3 **Modelo da Síntese Neoclássica** 17

2.4 **Modelo de Mundell-Fleming** 18

2.5 **O caso brasileiro** 22

2.6 **Outros trabalhos correlatos** 23

3 **METODOLOGIA** 25

3.1 **Tipo de pesquisa** 25

3.2 **Coleta dos dados** 25

3.3 **Tratamento dos dados** 27

3.4 **Limitações da pesquisa** 27

4 **APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS** 28

5 **ANÁLISE DE REGRESSÃO LINEAR** 31

6 **ANÁLISE ECONÔMICA DOS MODELOS** 32

6.1 **Modelos para o Saldo da Balança Comercial** 32

6.1.1 Modelo para o Saldo da Balança Comercial, utilizando o Ciclo 34

6.1.2 Modelo para o Saldo da Balança Comercial, utilizando o PIB 36

6.2 **Modelo para Exportação** 41

6.2.1 Modelo para a Exportação, utilizando o Ciclo 43

6.2.2 Modelo para a Exportação, utilizando o PIB 46

6.3 **Modelo para Importação** 51

6.3.1 Modelo para a Importação, utilizando o Ciclo 53

6.3.2 Modelo para a Importação, utilizando o PIB 54

6.3.3 Modelo para a Importação considerando uma variável Dummy 56

7 **TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS E CO-INTEGRAÇÃO** 60

7.1 **Testes de Raiz Unitária** 61

7.1.1 Teste Aumentado de Dickey-Fuller - ADF 61

7.2 **Co-integração** 62

8 **ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO** 66

8.1 **Balança Comercial** 72
8.2 **Exportação** 77
8.3 **Importação** 81
9 **CONCLUSÃO** 85
10 **REFERÊNCIAS** 87
APÊNDICES 90

1 INTRODUÇÃO

Vivencia-se, através da mídia, uma constante discussão entre autoridades governamentais, representantes da classe empresarial, política e acadêmica, acerca da taxa de câmbio nominal.

Observa-se uma corrente que envolve a classe exportadora, parte de autoridades governamentais e alguns acadêmicos que defendem uma intervenção do Governo na taxa de câmbio (nominal), para que a mesma se situe na faixa de 3,00 R$/US$. O argumento dessa ala é a de que é preciso “dar câmbio” ao exportador para que, com a depreciação da moeda doméstica, aumente a competitividade dos produtos brasileiros no exterior, aumentando-se assim as exportações e, conseqüentemente, o lucro dos exportadores. É senso comum que, com uma depreciação da taxa de câmbio, crescem as exportações, diminuem-se as importações e, conseqüentemente, aumenta-se o saldo da balança comercial.

Por outro lado, observa-se uma outra ala governista, principalmente da área econômica, alguns políticos e acadêmicos, que defendem a livre flutuação do Real. A política cambial praticada pelo governo brasileiro, a partir de Janeiro de 1999, tem sido a de livre flutuação da taxa de câmbio.

A taxa básica de juros doméstica (SELIC) tem sido mantida pela autoridade monetária, em níveis elevados, até mesmo para os padrões das economias ditas emergentes, fato este que, por si só, tem atraído um elevado fluxo de moeda estrangeira interessado numa melhor remuneração para os seus ativos. Some-se a isso, os freqüentes superávits da balança comercial, o que tem levado a uma apreciação da taxa de câmbio, para níveis de 2,25 R$/US$. Discute-se que a apreciação do Real pode comprometer a competitividade no exterior das empresas exportadoras com o conseqüente reflexo na balança comercial brasileira.

Esse momento da economia brasileira vai de encontro ao Modelo de Mundell-Fleming[1], que analisa a política monetária e fiscal, sob diferentes regimes cambiais.

[1] A teoria dos Professores J.M. Fleming e R. A. Mundell, cujo *paper*, *Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rate,* resultou ao Prof. Robert A. Mundell, o Prêmio Nobel de Economia de 1999.

Tem-se observado, na prática, que o comportamento do saldo da balança comercial brasileira tem sido o oposto do que preconiza o Modelo de Mundell-Fleming, sob a ótica de uma política monetária restritiva e com taxa de câmbio flutuante. Segundo o Modelo de Mundell-Fleming, a elevação da taxa de juros doméstica a nível superior à taxa de juros praticada no mercado internacional atrai capitais em busca de uma melhor remuneração, o que aprecia a taxa de câmbio, desestimulando as exportações e incentivando às importações, com a conseqüente diminuição do saldo da balança comercial. No entanto, saldos comerciais expressivos têm sido registrados na balança comercial brasileira, em que pese à apreciação da taxa de câmbio, fato esse que nos leva a suspeitar que o saldo da balança comercial brasileira não tenha relação com a taxa de câmbio.

O objetivo deste trabalho é analisar a relação entre a taxa de câmbio e o saldo da balança comercial brasileira, as exportações e as importações, utilizando-se os dados trimestrais no período de Janeiro de 1995 à Dezembro de 2004, disponíveis no banco de dados do IPEA – Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada, do Ministério do Planejamento, através das técnicas de análise de regressão e co-integração.

Estimam-se várias variantes de um modelo para a balança comercial, para a exportação e para a importação, através da técnica de análise de regressão, onde se testa o comportamento da variável taxa de câmbio real. Utiliza-se também, outras variáveis de controle, como o Produto Interno Bruto *per capita*, o *C-Bond* e as Importações Mundiais, assim como um termo autoregressivo e componentes de tendência. Algumas variantes apresentam as estimativas significantes e coerentes com a teoria do Modelo de Mundell-Fleming. Amplia-se a busca de possíveis resultados coerentes com o Modelo de Mundell-Fleming, considerando-se uma variável *Dummy* nos modelos para a balança comercial, exportação e importação, a partir do primeiro trimestre de 1999, pois em Janeiro desse ano, houve a transição entre os regimes em que as taxas de câmbio eram administradas no sistema de bandas para o de taxas flutuantes, o que vigora até o presente. Atribui-se zero como valor dessa variável, até o quarto trimestre de 1998 e um a partir do primeiro trimestre de 1999.

Com a inclusão dessa variável obteve-se variantes estatisticamente significantes e coerentes com o modelo de Mundell-Fleming.

Busca-se, também para a Balança comercial e para as Exportações e Importações brasileiras, através da análise de co-integração, uma possível relação de longo prazo com as variáveis incluídas nos respectivos modelos. Os resultados mostram haver dois vetores de co-integração para a Balança Comercial. Para a Exportação obteve-se somente um vetor de co-integração, estatisticamente significante, porém incoerente com o modelo de Mundell-Fleming. Para a Importação brasileira, o teste de Johansen mostra haver um vetor de co-integração coerente com o modelo de Mundell-Fleming, porém, suas estimativas não são estatisticamente significantes.

Conclui-se ao final das análises que, apesar da ausência de um equilíbrio de longo prazo, a taxa de câmbio real é relacionada, no curto prazo, com a balança comercial, com as exportações e importações brasileiras, como determina o modelo de Mundell-Fleming. Entretanto, a taxa de câmbio real não é fator preponderante para os resultados, pois, percebe-se a maior influência das variáveis Importações mundiais, para a balança comercial e para a Exportação, e do PIB brasileiro para as Importações brasileiras. A magnitude do impacto causado por essas variáveis é maior do que a participação relativa da taxa de câmbio real nos resultados.

2 REFERENCIAL TEÓRICO

Observa-se que a discussão sobre a taxa de câmbio real, desde os anos de 1990, já tem ocupado um bom espaço nas discussões acadêmicas em função do comportamento dos saldos na balança comercial brasileira.

2.1 Comércio Internacional e Taxa de Câmbio

A globalização dos mercados mundiais, de bens e serviços, assim como a existência de vantagens comparativas entre os países, favorece e induz os mesmos ao comércio internacional. As operações de bens e serviços, de país para país, são expressas em moedas diferentes. Cada país possui sua própria moeda, através da qual são cotados bens e serviços, produzidos internamente. Krugman e Obstfeld (2001, p.339:40) relatam que taxa de câmbio "[...] é o preço de uma moeda em comparação ao da outra [...] taxas de câmbio têm papel central no comércio internacional porque elas nos permitem comparar os preços de bens e serviços produzidos em países diferentes". A taxa de câmbio é de grande importância numa economia aberta e exerce forte influência sobre outras variáveis macroeconômicas.

O mercado de moedas é dinâmico; mudanças nas taxas de câmbio ocorrem a cada momento. Percebe-se a apreciação de uma moeda em relação à outra. O mercado internacional de bens e serviços necessita liquidar suas operações através da utilização de várias moedas diferentes. Indivíduos, instituições financeiras, instituições financeiras não-bancárias e bancos centrais de países se encontram no mercado ora demandando, ora ofertando divisas diversas. Krugman e Obstfeld (2001, p.343), conceituam, "o mercado no qual as trocas de moeda internacional ocorrem é denominado **mercado de câmbio**".

Dornbusch e Fischer (1991, p.202) afirmam que "uma economia está ligada ao resto do mundo através de dois canais externos: o *comércio* (de bens e serviços) e os *financiamentos*". Ligação, via comércio, surge da importação e da exportação de bens ou serviços produzidos externa ou internamente ao país. O comércio de um país com o resto do mundo é sistematicamente registrado no seu balanço de pagamentos, através de sua balança comercial. O comércio internacional pode

gerar superávits e déficits. Dornbusch e Fischer (1991, p.204) simplificam os conceitos de superávits e déficits mostrando-nos que “[...] a transação que dá lugar a um pagamento do residente de um país é um item de déficit no balanço de pagamentos daquele país”. Esses pagamentos se verificam, de país para país, através de suas taxas de câmbio, que podem ser fixas ou flutuantes. De acordo com Dornbusch e Fischer (1991, p.206:08),

> “Em um sistema de taxas de câmbio fixas, os bancos centrais estrangeiros, ficam a postos para comprar e vender suas moedas a um preço fixo em termos da outra moeda [...] nos sistemas de taxas flexíveis, [...] os bancos centrais permitem que a taxa de câmbio se ajuste para equacionar a oferta e demanda por moeda estrangeira”

2.2 Taxa de Câmbio Real

Um outro conceito que nos chama a atenção ao tratarmos do balanço de pagamentos de um país, é o de taxa de câmbio real.

De acordo com Dornbusch e Fischer (1991, p.213) taxa de câmbio real “[...] é dada pela razão dos preços dos bens estrangeiros, em relação aos preços dos bens domésticos”.

Define-se a taxa de câmbio real como:

$$\varepsilon = \frac{E \cdot P*}{P},$$

em que: $\varepsilon =$ Taxa de câmbio real;

$E =$ Taxa de câmbio nominal (Reais por Dólar);

$P* =$ Nível de preço externo;

$P =$ Nível de preço doméstico.

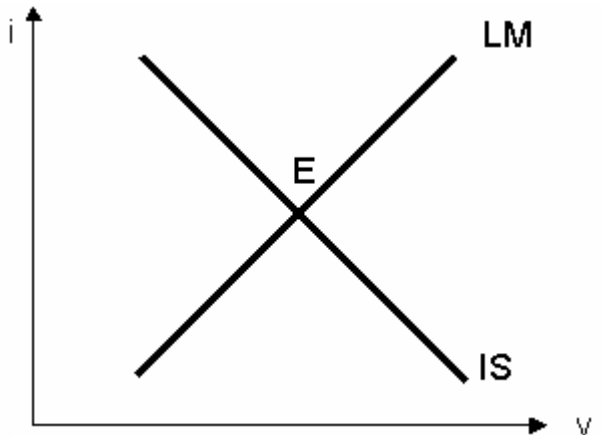
Ainda, segundo os autores, “[...] a taxa de câmbio real mede a competitividade de um país no comércio internacional”.

As taxas de câmbio, nos mercados eletronicamente globalizados, sofrem oscilações 24 horas por dia, em função de outros determinantes. Os fluxos de capitais internacionais são direcionados, *ceteris paribus*, na busca do melhor binômio risco-retorno.

Complementando, conforme os autores, ao considerar a livre mobilidade de capitais, “se a taxa de juros fosse mais alta, haveria entradas líquidas de capital. Por outro lado, com uma taxa de juros doméstica mais baixa, haveria fluxos de saída de capital... [...]”. Assim, a taxa de câmbio, no curto prazo, tende a refletir o movimento de capitais para o país.

2.3 Modelo da Síntese Neoclássica

Recorre-se ao modelo formalizado por J.R. Hicks[2] e A. Hansen[3], conhecido por Síntese Neoclássica, complementando o modelo keynesiano, para melhor compreensão da economia, no curto prazo, e suas flutuações econômicas. A curva IS (*investment-saving*) reflete o equilíbrio no mercado de bens, enquanto, a curva LM (*liquidity money*) mostra o equilíbrio no mercado de ativos. Segundo Blanchard (1997, p.95), “[...] o modelo IS-LM representa um elemento constitutivo básico que, apesar de sua simplicidade, capta grande parte do que ocorre na economia no curto e médio prazo. É por isso que o modelo IS-LM é ensinado e utilizado até hoje”.



Fonte: Adaptado de Dornbusch e Fischer (1999)
Figura 1 – Modelo IS-LM

[2] Cf. Hicks, J.R. Mr. Keynes and the classics: a suggested interpretation. Econometrica, v.5, 1937.
[3] Cf. Hansen, A. Um Guia para Keynes. São Paulo: Vértice Universitária, 1987.

2.4 Modelo Mundell-Fleming [4]

De acordo com Mollo e Silva (1996),

> "o modelo macroeconômico dominante explícita ou implicitamente utilizado para discutir ajustamento externo e interno é o modelo Mundell-Fleming, formulado a partir de uma abordagem do tipo IS–LM e acrescido do equilíbrio do balanço de pagamentos".

O Modelo analisa as políticas monetária e fiscal e aborda a perfeita mobilidade de capital e as implicações numa economia aberta, sob diferentes regimes cambiais. Depreende-se da leitura de Mundell (1963) que os pressupostos básicos do modelo são: a assunção da perfeita mobilidade de capital pode ser usada para significar que todos os ativos, domésticos e estrangeiros, são substitutos perfeitos entre si; há desemprego de fatores, retornos constantes de escala e os salários sãn fixos. Outros xressupostos são os de que os impostos e a poupança crescem com a renda; que o saldo comercial depende somente da renda e da taxa de câmbio; que os investimentos dependem da taxa de juros e que a demanda por dinheiro depende somente da renda e da taxa de juros. Mundell considera também, em seu modelo, o fato de uma economia ser pequena o suficiente para não ter condições de influenciar fluxos de ativos ou o nível mundial da taxa de juros. Ainda em seu modelo, Mundell assume não haver diferenças entre o mercado à vista e a termo de taxas de câmbio e desconsidera a especulação e a cobertura de margens neste mercado. Lima e Hartmann (2001) nos mostram ainda que,

> "os investimentos e as poupanças se movimentam de forma a igualar a taxa de juros entre os países. Por hipótese, o diferencial de risco entre ativos de diferentes países não é importante, e os custos das transações são negligenciáveis. Se um ativo qualquer tivesse uma taxa de juros ligeiramente maior, os investidores mudariam para esse ativo até que sua taxa baixasse ao nível anterior, restaurando a igualdade. No termo do modelo da linha BP, isso significa dizer que, como um país não consegue influenciar na taxa de juros internacional **r*** , resulta que a sua curva BP é horizontal".

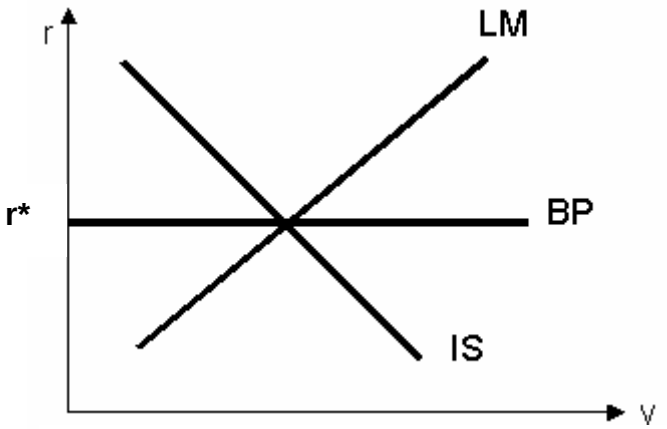
Um país, em equilíbrio, terá sua linha de balanço de pagamentos (BP), incluída no modelo IS-LM, conforme Figura 2.

Lima e Hartmann (2001) relatam que,

---

[4] Baseia-se nossa análise, principalmente, nos textos dos Professores J.M. Fleming, *Domestic Financial Policy under Fixed and Under Floating Exchange Rates* e R. A. Mundell, *Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates*.

> "o tradicional modelo IS x LM estendido às economias abertas incorpora uma nova condição de equilíbrio, que corresponde às posições em que o saldo do balanço de pagamentos é zero. Essa condição de equilíbrio ficou conhecida como linha BP, ou curva de equilíbrio externo BP".



Fonte: Adaptado de Dornbusch e Fischer (1999)
Figura 2 – Modelo linha BP

De acordo com Blanchard (1999, p.215), com a introdução do setor externo temos a seguinte equação para o mercado de bens e serviços (IS):

$$Z \equiv C(Y-T)+I(Y,r)+G-\varepsilon.Q(Y,\varepsilon)+X(Y^*,\varepsilon),$$

onde: $Z =$ Demanda por bens domésticos;

$C =$ Consumo;

$Y =$ Renda corrente, produto interno;

$T =$ Impostos;

$I =$ Investimento;

$r =$ Taxa real de juros;

$G =$ Gastos do governo;

$\varepsilon =$ Taxa de câmbio real;

$\varepsilon.Q =$ Importações, em termos de bens domésticos;

$Y^* =$ Produto do resto do mundo ou, produto estrangeiro; e,

$X =$ Exportações totais.

Ainda segundo Blanchard, temos que o mercado de bens está em equilíbrio quando o produto interno é igual à demanda por bens domésticos, ou seja, quando:

$$Y = Z\,.$$

Desta forma, pode-se reescrever a equação do produto interno como sendo

$$Y = C(Y - T) + I(Y, r) + G - \underset{(+,\,-)}{\varepsilon.Q(Y, \varepsilon)} + \underset{(+,\,+)}{X(Y^*, \varepsilon)}\,.$$

Observa-se, neste modelo, que as exportações, X, variam de forma positiva com a renda do resto do mundo, Y^*, e com a taxa de câmbio real, ε, admitindo-se que um aumento da taxa de câmbio signifique uma depreciação da moeda nacional. Nota-se, também, que as importações, Q, variam de modo positivo com a renda interna, Y, e de forma inversa com a taxa de câmbio real, ε.

Blanchard (1999, p.223) mostra a expressão das exportações líquidas (NX)

$$NX = \underset{(+,\;+)}{X(Y^*, \varepsilon)} - \underset{(+,\;-)}{\varepsilon.Q(Y, \varepsilon)}\,.$$

Uma depreciação real afeta a balança comercial, pois, torna os bens domésticos mais baratos no exterior, aumentando a exportação; torna os bens externos relativamente mais caros, aumentando as importações e o preço relativo das importações aumenta, ou seja, custa mais caro a importação da mesma quantidade de bens. Com uma depreciação real da moeda, para que o balanço comercial melhore, as exportações têm que aumentar e as importações (*quantum*) têm que diminuir o suficiente para compensar o aumento do preço das importações. Essa condição, conhecida como condição de Marshall-Lerner[5] é satisfeita na realidade, ou seja, uma depreciação real provoca o aumento das exportações líquidas (BLANCHARD, 1999, p.223:4). Sabe-se que o que um país exporta, é o que outro país importa. Blanchard (1999, p.213) nos mostra que

> "[...] as importações estrangeiras tendem a depender do nível de atividade estrangeira e do preço relativo dos bens estrangeiros [...] Quando o produto do resto do mundo aumenta, cresce também a demanda estrangeira por todos os bens, parte da qual recai sobre os bens do (Brasil), o que faz

[5] O nome vem dos dois economistas que a estabeleceram, Alfred Marshall e Abba Lerner.

> aumentarem as exportações brasileiras[...] um aumento em *ε,* ou seja um aumento do preço relativo dos bens estrangeiros em relação ao bens do (Brasil), torna os bens brasileiros relativamente mais atraentes, o que provoca o aumento das exportações".

Tem-se, então que

$$X = X(Y^*, \varepsilon).$$
$$(+,\ +)$$

Pelo lado das importações, Blanchard (1999, p.213:4) escreve que

> "quanto mais alta for a demanda doméstica, mais alta será a demanda por todos os bens, tanto domésticos como estrangeiros [...] que também depende da taxa real de câmbio: quanto mais alto é o preço dos bens estrangeiros em relação aos bens domésticos, mais baixa é a demanda relativa por bens estrangeiros e mais baixo o volume de importações".

Dessa forma,

$$Q = Q(Y, \varepsilon).$$
$$(+,\ -)$$

Com relação à curva LM, a mesma não será afetada pela introdução do setor externo. Segundo Blanchard (1999, p.235), "em economias abertas, a demanda por moeda nacional ainda é basicamente uma demanda por parte das pessoas residentes no país".

Considera-se agora a situação de uma pequena economia aberta, com livre acesso ao mercado internacional, e supondo-se um sistema de câmbio flutuante, cuja taxa de juros doméstica, necessariamente, deva ser igual à taxa de juros internacional para que se mantenha a situação de equilíbrio. Qualquer alteração nesse nível da taxa de juros doméstica para cima provocará influxo de capitais internacionais em busca de melhor remuneração para seus ativos. Essa entrada de capitais terá como efeito uma apreciação da taxa de câmbio tornando o produto nacional mais caro, desincentivando as exportações e incentivando as importações. De outro modo, a diminuição do nível da taxa de juros doméstica, em relação ao praticado no mercado internacional provocará saída de capitais em busca de melhor

remuneração, provocando a desvalorização da moeda doméstica, o que incentiva as exportações e desincentiva as importações.

Dado que o Modelo de Mundell-Fleming permite a análise de várias combinações de política monetária e fiscal com diferentes regimes cambiais em distintas condições de mobilidade de capital, ressaltamos aquela que mais nos chama a atenção para ilustrar o caso brasileiro, que tem sido a partir de 1999, uma política monetária restritiva com taxa de câmbio flutuante. A taxa básica de juros da economia (SELIC) tem sido mantida elevada, proporcionando juros reais de, aproximadamente, 13 pontos percentuais ao ano aos investidores internacionais, o que tem atraído a entrada de capitais. Conforme Lima e Hartmann (2001),

> "como a taxa de juros está inversamente relacionada com a taxa de câmbio, uma taxa de juros interna alta serve de estímulo à entrada de capital estrangeiro e, portanto, age no sentido de reduzir a taxa de câmbio, ou seja, de valorizar a moeda nacional. Com isso, há um incentivo às importações e um desestímulo às exportações, gerando-se então um déficit em transações correntes".

No entanto, na prática não tem sido esse o desempenho da balança comercial brasileira, que tem registrado superávits expressivos, a partir de 2001.

2.5 O caso brasileiro

Com o advento do Plano Real em Junho de 1994, o Brasil avança em seu processo de abertura comercial e interligação aos mercados financeiros mundiais. A nova moeda criada à época, o Real (R$), foi inicialmente cotado a um Real por Dólar americano. Sua primeira tendência de flutuação foi de apreciação tendo sido cotado a até 0,83 centavos de Real por US$. Esses processos contribuíram para o comprometimento do saldo da balança comercial brasileira, que passa a registrar déficits em conta corrente. Com as crises do México, dos países da Ásia e da Rússia, o Governo brasileiro eleva a taxa de juros interna visando estancar as saídas de divisas, fruto da falta de confiança do mercado internacional nos países emergentes, e em especial, no modelo cambial brasileiro, da época. Em Janeiro de 1999, mudanças ocorrem junto com uma desvalorização da moeda nacional, passando o Real de uma cotação de R$ 1,08/US$ para, aproximadamente, R$ 2,17/US$. O sistema de taxa de câmbio no Brasil passa então de um sistema de

bandas cambiais para o sistema de taxas flutuantes. A taxa básica de juros da economia tem sido mantida elevada no sentido de combater a inflação doméstica, o que tem sido um objetivo permanente dos governos brasileiros, desde a criação do Plano Real. Essa política de juros altos tem mantido atrativo o fluxo de ativos internacionais para o país resultando na apreciação da taxa de câmbio.

2.6 Outros trabalhos correlatos

Outros autores pesquisaram uma possível relação entre a taxa de câmbio e os saldos comerciais brasileiros, em outros períodos.

Nunes (1994) testa se há uma relação de longo prazo entre a balança comercial brasileira e a taxa de câmbio real através da análise de co-integração, verificando resultado positivo para a série de dados trimestrais entre 1975.1 a 1991.3.

Pastore e Pinotti (1995) discutem a relevância empírica das flutuações do câmbio real na explicação dos saldos comerciais, qual a definição teórica e qual a medida empírica de câmbio real. O trabalho aponta dependência dos saldos comerciais do balanço de pagamento às variações da taxa de câmbio real.

Ferreira (1993) examina os resultados para testes de Granger-causalidade envolvendo variáveis comumente relacionadas com o saldo da balança comercial. São testados os níveis de atividade econômicas nas economias doméstica e mundial, variáveis-preço (termos de troca, taxa de câmbio real e relação câmbio-salário) e indicadores do nível de atividade (taxa de utilização da capacidade instalada, pressão relativa da demanda e exportações mundiais). Na série de dados referente ao período 1977.2 a 1989.1, o saldo comercial, a preços correntes, não é causado pela taxa de câmbio real. Na série de dados referente ao período 1975.2 a 1986.3, o saldo comercial a preços constantes, também não é causado pela taxa de câmbio real.

Kannebley (1981) “investiga a relação entre medidas alternativas de taxa de câmbio real e a evolução do *quantum* exportado para 13 setores nacionais, no

período de 1985 a 1998 [...]". São realizados testes de raiz unitária e testes de causalidade de Granger, onde o artigo conclui que,

> "[...] não foi possível para 7 dos 13 setores analisados, em um nível de 10% de significância, estabelecer uma relação de longo prazo estatisticamente significante entre a evolução do *quantum* e os indicadores de rentabilidade e competitividade das exportações [...]. A ausência de relação de longo prazo entre as alternativas medidas de taxa real de câmbio e o *quantum* exportado não deve ser interpretada como um contra senso à teoria econômica convencional, mas sim como fruto da dominância de outros fatores institucionais e/ou estruturais na determinação do quantum exportado [...]".

Resende e Godoy (2005) baseados na abordagem Pós-Keynesiana estudam os fluxos de divisas e o crédito externo e de que forma esses capitais afetam as economias em desenvolvimento. Eles abordam a economia brasileira no período de 1960 a 2002 e "[...] postulam que as exportações brasileiras são função dos ciclos da liquidez internacional e de outras variáveis tradicionalmente contempladas na equação de exportação para o Brasil". Os autores estudam a equação de exportação brasileira através do testes de Engle-Granger e Johansen e concluem que "[...] os resultados não rejeitam a hipótese de existência de uma relação de longo prazo entre a liquidez internacional e as exportações brasileiras".

3 METODOLOGIA

3.1 Tipo da pesquisa

A pesquisa é do tipo explicativa, exploratória e bibliográfica.

A pesquisa é explicativa, pois, de acordo com Vergara (2000, p.47) “visa, portanto, esclarecer quais fatores contribuem, de alguma forma, para a ocorrência de determinado fenômeno”.

Ainda, de acordo com a autora, a pesquisa é exploratória, porque “é realizada em área na qual há pouco conhecimento acumulado e sistematizado”. E, trata-se também de uma pesquisa bibliográfica porque “é um estudo sistematizado desenvolvido com base em material publicado”.

Classifica-se também como bibliográfica, pois conforme Gil (1996, p.48) “é desenvolvida a partir de material já elaborado, constituído principalmente de livros e artigos científicos”.

Pretende-se, com este trabalho, inicialmente, através da análise de regressão, verificar se o saldo da balança comercial brasileira está relacionado com a taxa de câmbio real. Utiliza-se, também, a análise de co-integração para verificar se existe uma relação de longo prazo entre essas variáveis.

3.2 Coleta dos dados

Do banco de dados do IPEA foram coletadas as seguintes séries:

1. Saldos trimestrais da Balança Comercial;
2. Exportações trimestrais;
3. Importações trimestrais;
4. C-Bond diário;
5. Câmbio Real mensal;
6. PIB trimestral a preço de mercado, e,
7. Importações Mundiais trimestrais.

Além das séries acima citadas, coletou-se também, no IPEA, as séries de dados referentes ao Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC - mensal) e à População Economicamente Ativa (PEA – anual).

Obteve-se a série trimestral do C-Bond, a partir da série diária, através da média aritmética dos respectivos dias, assim como, o INPC trimestral através do índice acumulado e da PEA trimestral através de interpolação. Apresenta-se na Tabela A do Apêndice A, os dados referentes a essas séries trimestrais.

Os dados referentes à importação, exportação e saldos da balança comercial estão expressos em milhões de dólares americanos. Os dados referentes às importações mundiais estão expressos em bilhões de dólares americanos e dessa série foram subtraídas as importações brasileiras. Trabalha-se, nesse estudo, com o logaritmo *neperiano* (LN) das séries de dados referentes à exportação, importação, câmbio real, PIB e importações mundiais, visando diminuir a variabilidade das séries originais. A mesma metodologia não se aplica aos dados do saldo da balança comercial, pois em alguns trimestres, verifica-se saldos negativos.

Os dados referentes ao Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro estão expressos em Reais, a preços de mercado, ou seja, impostos incluídos e foram divididos pela População Economicamente Ativa, urbana, obtendo-se assim o PIB *per capita* do período. Deflacionou-se o PIB pelo INPC considerando-se o primeiro trimestre de 1995 como o trimestre base (1995 T1 = 100). Nesse trabalho, utiliza-se além da série original do PIB, a parte cíclica dessa variável, que será denominada CICLO, obtida após se diferenciar a série do PIB (*per capita* deflacionado pelo INPC e com ajuste sazonal), pela estimativa da tendência obtida através do filtro de Hodrick-Prescott (HP)[6].

O *Front-Loaded Interest Reduction with Capitalization Bond* (C-Bond) é um dos títulos da dívida externa brasileira, emitido em 1994, dentro da reestruturação das dívidas externas das economias definidas como, emergentes. O C-Bond é cotado em pontos-base acima do título do Tesouro Americano e reflete as incertezas sobre a economia brasileira.

---

[6] Cf. Hodrick, Robert J. e Prescott, Edward C. *Postwar U.S. Business Cycles An Empirical Investigation*. Journal of Money, Credit, and Banking. vol.29 n.1, 1997.

Os índices referentes ao câmbio real, de acordo com o IPEA, foram calculados,

> "[...] pelo expurgo do Índice Nacional de Preços ao Consumidor (INPC) e dos Índices de Preços por Atacado (IPAs) dos 16 mais importantes parceiros comerciais do Brasil da série nominal de taxa de câmbio (R$ / US$), ponderada pela participação de cada parceiro na pauta do total das exportações brasileiras em 2001, índice (média 2000 = 100)".

Aplica-se a todas as séries de dados objetos desse estudo, um ajustamento sazonal, através do método X11 multiplicativo, com o intuito de se desconsiderar os efeitos periódicos da economia, exceto para a balança comercial, onde se aplica o método X11 aditivo.

3.3 Tratamento dos dados

Foram tratadas todas as informações com base nos bancos de dados e nas pesquisas, visando atender as questões levantadas aos objetivos do trabalho. O método de tratamento dos dados foi por meio de análise de conteúdo.

3.4 Limitações da pesquisa

A limitação da pesquisa é quanto à abrangência, pois está restrita ao período analisado, bem como as conclusões deste trabalho.

4 APRESENTAÇÃO E ANÁLISE DOS DADOS

Deseja-se estabelecer se a taxa de câmbio real está relacionada com o saldo da Balança Comercial brasileira.

O modelo econômico de Mundell-Fleming afirma que esse relacionamento existe, pois estabelece que a exportação de um país é função do produto do resto do mundo (renda mundial) e da taxa de câmbio real, enquanto que a importação é função do Produto Interno e da taxa de câmbio real (ver seção 2.4). Entretanto, o modelo proposto por esses pesquisadores não estabelece a magnitude do efeito da taxa de câmbio sobre as exportações e importações de um país e, conseqüentemente, sobre o saldo da balança comercial.

Apresenta-se na seção 6 os modelos utilizados nesse estudo para descrever as exportações e importações brasileiras, assim como, o saldo da balança comercial. Acrescenta-se também nesse estudo, modelos que consideram a inclusão de uma variável *Dummy*[7] para distinguir o período a partir de janeiro de 1999 onde ocorreu a mudança, na economia brasileira, do regime de taxas de câmbio administradas de bandas cambiais para o regime de taxas de câmbio flutuantes.

Determina-se, através de uma análise de regressão, os coeficientes de elasticidade que possibilitam estimar, no curto prazo, a magnitude do efeito da taxa de câmbio e do produto (interno ou externo) sobre as importações e exportações.

Verifica-se também, através de uma análise de co-integração, se essas variáveis possuem um equilíbrio de longo prazo. E, em caso positivo, através de um Vetor de Correção de Erros (VEC)[8] que considera esse relacionamento de longo prazo entre as variáveis, estima-se os coeficientes de elasticidade de longo e de curto prazo.

---

[7] Segundo Gujarati (2000, p.503), variáveis *Dummy* são variáveis qualitativas artificiais que assumem valores 1 ou 0 – 0 indicando ausência de um atributo e 1 indicando a presença desse atributo – e podem ser usadas nos modelos de regressão tão facilmente quanto as variáveis quantitativas.

[8] Gujarati (2000,p.736) cita que um VEC, a qual denomina de mecanismo de correção de erros (MCE), “é um meio de reconciliar o comportamento a curto prazo de uma variável econômica com seu comportamento a longo prazo”.

A teoria acerca da análise de regressão é amplamente conhecida e discutida na literatura e, então, será brevemente apresentada neste trabalho na seção 5, enquanto que se apresenta na seção 7, a teoria relacionada a uma análise de co-integração.

Apresenta-se na Figura 3 a seguir, os gráficos das séries: Balança Comercial, Exportação, Importação, Câmbio Real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais com o objetivo de se determinar o modelo que descreve cada variável. Observa-se que as variáveis: Balança Comercial, Exportação, Importações Mundiais e Câmbio Real apresentam claramente uma tendência. Nas outras variáveis essa característica não é tão evidente, mas pode-se supor que haja uma tendência estocástica em todas as séries, ou seja, as séries apresentam uma tendência que aparenta mudar de nível no decorrer do tempo.

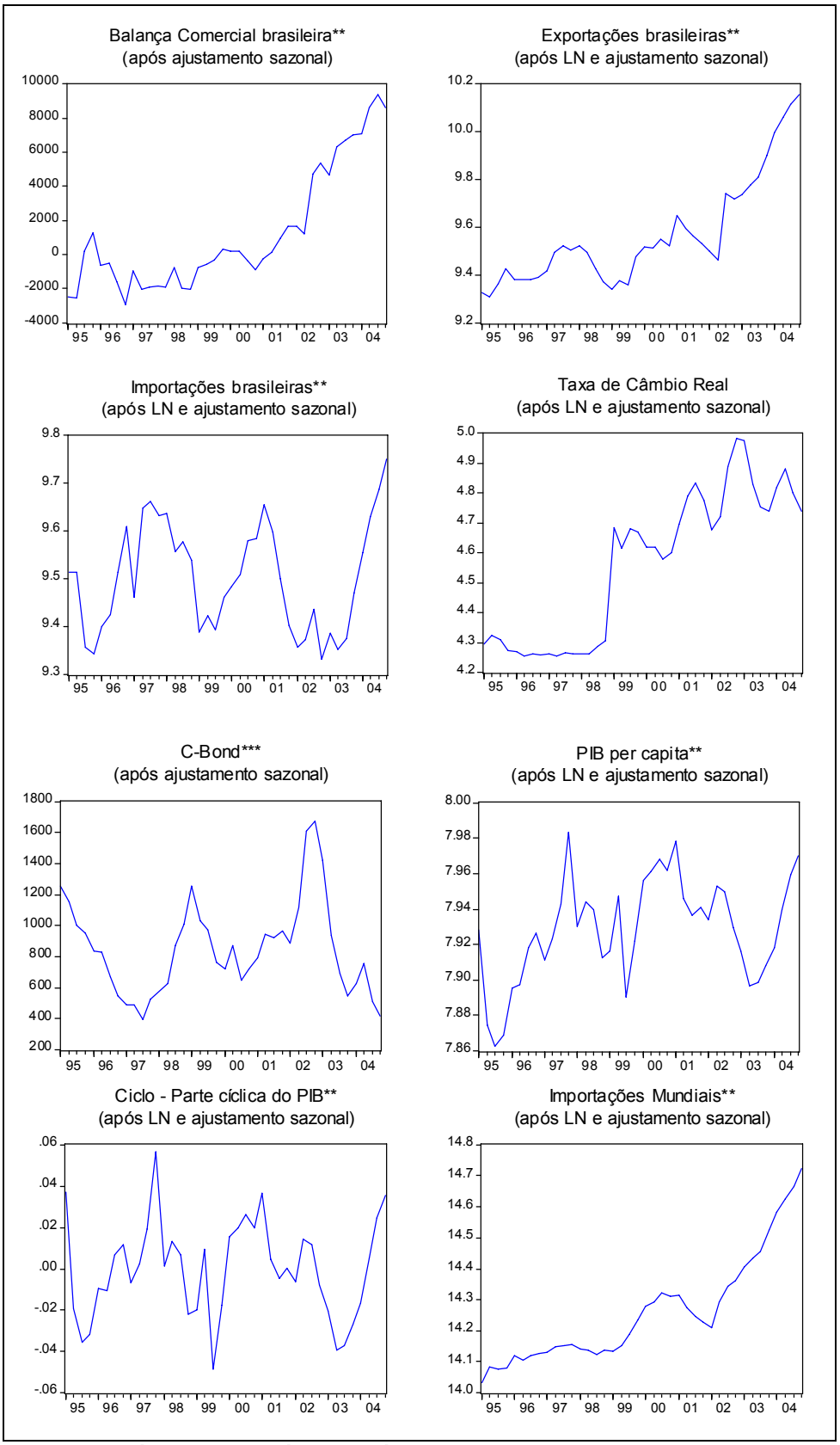


Figura 3 - **Gráfico das variáveis, após o ajuste sazonal dos dados.**

* Índice-média: 2000=100
** Em milhões de dólares
*** em pontos-base sobre o título do Tesouro Americano
**** Em bilhões de dólares
**** Em bilhões de dólares
A sigla LN significa que se aplica o Logaritmo Neperiano à série

5 ANÁLISE DE REGRESSÃO LINEAR

Estatisticamente, dizer que W, chamada variável dependente, está linearmente relacionada com $U_1, U_2, \cdots, U_k$, as variáveis independentes, é escrever a seguinte relação (modelo):

$$W_t = \beta_0 + \beta_1.U_{1t} + \beta_2.U_{2t} + \cdots + \beta_k.U_{kt} + \varepsilon_t$$

onde $\beta_0, \beta_1, \cdots, \beta_k$ são os parâmetros do modelo e os erros $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$.

Uma análise de regressão consiste em obter as estimativas dos parâmetros do modelo ($\beta_0, \beta_1, \cdots, \beta_k$) e posteriormente verificar a adequação do mesmo. Essa etapa de verificação da adequabilidade do modelo resume-se em verificar o grau de multicolinearidade existente e, através de testes de hipóteses, se os resíduos são normalmente distribuídos, homocedásticos e não autocorrelacionados.

Na análise dos resíduos dos modelos apresentadas na seção 6 a seguir, utiliza-se o teste de normalidade de Jarque-Bera e o teste de heterocedasticidade de White. Para verificar se os resíduos são autocorrelacionados, utiliza-se os testes de Durbin-Watson, Correlograma e Ljung-Box. Mede-se o grau de multicolinearidade do modelo através do Fator Inflação de Variância (FIV).

Gujarati (2000) apresenta em detalhes a teoria acerca desses testes e da análise de regressão.

6 ANÁLISE ECONÔMICA DOS MODELOS

Descreve-se o modelo para o saldo da Balança Comercial e as Exportações brasileiras como função das variáveis C-Bond, Câmbio Real, PIB *per capita* e Importações Mundiais, considerando-se a presença de um intercepto e de uma tendência linear.

Para o modelo das importações brasileiras, desconsidera-se as Importações Mundiais.

$$Balança\ \ Comercial = f\left(Intercepto; Tendência; Câmbio; CBond; PIB; Importações\ Mundiais\right)$$

$$Exportações = f\left(Intercepto; Tendência; Câmbio; CBond; PIB; Importações\ Mundiais\right)$$

$$Importações = f\left(Intercepto; Tendência; Câmbio; CBond; PIB\right)$$

Nas seções 6.1.1, 6.2.1 e 6.3.1 considera-se a parte cíclica do PIB, denominada Ciclo, e nas seções 6.1.2, 6.2.2 e 6.3.2, considera-se o próprio PIB.

Considera-se, também, a inclusão de uma variável *Dummy* nos modelos, para o Saldo da Balança Comercial, Exportação e Importação, na busca de variantes com estimativas coerentes com o Modelo de Mundell-Fleming. Essa variável distingue o período a partir de janeiro de 1999, onde ocorreu a mudança, na economia brasileira, do regime de taxas de câmbio administradas de bandas cambiais para o regime de taxas de câmbio flutuantes.

6.1 Modelo para o Saldo da Balança Comercial

O modelo utilizado para o saldo da balança comercial brasileira (BC) é o seguinte:

$$BC_t = \beta_0 + \beta_1.t + \beta_2.CÂMBIO_{t-j} + \beta_3.CBOND_{t-k} + \beta_4.PIB_{t-l} + \beta_5.IMPMUND_{t-m} + \varepsilon_t\,, \quad (1)$$

onde os índices *j*, *k*, l e *m* são as defasagens utilizadas, respectivamente, para as variáveis Câmbio Real, C-Bond, PIB (ou Ciclo) e Importações Mundiais (utiliza-se o logaritmo *neperiano* somente nas variáveis independentes, exceto no C-Bond).

Observa-se também, nesse modelo, a presença de um intercepto (β_0) e uma tendência linear ($\beta_1.t$).

Segundo Gujarati (2000, p.162.4) a interpretação desse modelo linear, onde se utiliza o logarítmo *neperiano* nas variáveis independentes, denominado *lin-log*, é realizada multiplicando-se o parâmetro estimado por 0,01 (ou equivalentemente, dividindo-se por 100), obtendo-se, assim, a variação absoluta na variável dependente para uma variação percentual na variável independente. Deste modo, se, por exemplo, em uma regressão obtém-se $\beta_i = 240$, uma variação de 1% na variável independente U_i, *ceteris paribus*, causa uma variação absoluta de 2.4 unidades na variável dependente.

Estima-se variantes do modelo (1), alternando-se o número de defasagens *j*, *k*, l e *m* para as variáveis independentes, buscando-se variantes onde o sinal das estimativas sejam coerentes com o modelo de Mundell-Fleming. Alterna-se essas defasagens entre zero e quatro. Assim, existem 625 variantes possíveis ($5 \times 5 \times 5 \times 5 = 625$). Esse número chega a 1250 variantes possíveis, quando se inclui a condição: "considerando o Ciclo" ou "considerando o PIB". Chega-se a um total de 3750 ($= 1250 \times 3$) variantes possíveis, ao se verificar também as 1250 variantes que incluem um termo autoregressivo de primeira ordem - *AR(1)* - nos resíduos e as 1250 variantes que consideram uma variável *Dummy*.

O modelo de Mundell-Fleming, considerando-se uma política monetária restritiva e com taxas de câmbio flutuantes, mostra que a apreciação da taxa de câmbio provoca desestímulo às exportações e incentivo às importações, o que levará a uma queda no saldo da balança comercial.

Recorda-se que,

$$NX = X(Y^*, \varepsilon) - \varepsilon.Q(Y, \varepsilon), \text{ e que}$$

$$Y = C(Y - T) + I(Y, r) + G - \varepsilon.Q(Y, \varepsilon) + X(Y^*, \varepsilon).$$

Dessa forma, Blanchard (1999, p.233) reagrupa os dois últimos termos sob o nome de "exportações líquidas", definidas como exportações menos importações, $X - \varepsilon.Q$, obtendo-se,

$$Y = C(Y - T) + I(Y, r) + G + NX(Y, Y^*, \varepsilon).$$
$$(-, +, +)$$

Assim, para que uma variante seja coerente com esse modelo, deve apresentar uma estimativa positiva para o parâmetro que multiplica a variável Câmbio Real, ε; uma estimativa positiva para o parâmetro que multiplica a variável Importações Mundiais, aqui representada pela variável Y^* (produto estrangeiro) e uma estimativa negativa para o parâmetro que multiplica a variável PIB, aqui representada pela renda interna, Y.

Apresenta-se nas Tabelas 1 e 2, para algumas variantes do modelo (1), as estimativas dos parâmetros β_i's, as correspondentes estatísticas do teste *t* (teste bi-caudal), colocada entre parênteses, o R^2 ajustado[9] e o número de defasagens (*j*, *k*, l e *m*) utilizados para cada uma das variáveis independentes. Os campos que não apresentam valores indicam que a variável com aquela defasagem não foi considerada naquela variante do modelo.

6.1.1 Modelo para o Saldo da Balança Comercial, utilizando o CICLO

Verifica-se a existência de variantes estatisticamente significantes do modelo (1), considerando-se somente a parte cíclica do PIB, denominada Ciclo.

Observa-se que nenhuma das variantes possíveis apresenta estimativas significantes e positivas, para os parâmetros β_2 e β_5 que multiplicam, respectivamente, as variáveis Câmbio e Importações Mundiais, como estabelece o modelo de Mundell-Fleming. Entretanto, 156 variantes apresentaram estimativas positivas para esses parâmetros, mas somente a estimativa de β_5 é significante. Relaciona-se essas variantes na Tabela B-1 do Apêndice B. Observa-se ainda que os resíduos dessas variantes apresentam-se autocorrelacionados. Assim, considera-se um termo *AR(1)* nos resíduos com o objetivo de se eliminar essa autocorrelação.

Observa-se que elimina-se a autocorrelação dos resíduos ao se considerar o termo AR(1), entretanto, nenhuma das variantes possíveis apresenta estimativas

[9] O R^2, conhecido como coeficiente múltiplo de determinação, mede a proporção da variação da variável dependente que é explicada pela variação das variáveis independentes. O R^2 ajustado considera o número de variáveis independentes presentes no modelo, o que possibilita comparar o ajuste de modelos com diferentes números de variáveis independentes. Gujarati (2000, p.198)

significantes e positivas para os parâmetros β_2 e β_5. Observa-se 76 variantes onde as estimativas dos parâmetros β_2 e β_5 são positivas, entretanto, em 12 dessas variantes, somente a estimativa de β_2 é significante e nas demais (64), somente a estimativa de β_5 é significante. Relaciona-se essas variantes na Tabela B-2 do Apêndice B.

Verifica-se também, se a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (1) possibilita encontrar variantes com estimativas estatisticamente significantes e coerentes com o modelo de Mundell-Fleming, para os parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio, Ciclo e Importações Mundiais.

Com a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (1) para distinguir o período a partir de janeiro de 1999, obteve-se 307 variantes com estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming. Em 46 casos as estimativas dos parâmetros β_2 e β_5 são significantes e os resíduos são normalmente distribuídos, homocedásticos e não autocorrelacionados. Apresenta-se na Tabela 1 a seguir, quatro desses casos, onde as estimativas de todos os outros parâmetros do modelo também são significantes. Observa-se que nos outros 42 casos, pelo menos uma das estimativas dos parâmetros β_0, β_1, β_3 e β_4, ou não são significantes ou os resíduos não são adequados (ou por não se mostrarem normalmente distribuídos, ou por serem heterocedásticos ou autocorrelacionados). Relaciona-se na Tabela B-3 do Apêndice B essas variantes. Relaciona-se também nessa tabela, 210 variantes que apresentam estimativas positivas para os parâmetros β_2 e β_5, mas somente um dos parâmetros, β_2 (14 casos) ou β_5 (196 casos), é significante.

Tabela 1
Variantes do modelo para a Balança Comercial, considerando o Ciclo

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASAGENS	VARIANTES DO MODELO (1)			
		1	**2**	**3**	**4**
R^2 Ajustado	-	91,48%	92,06%	91,18%	90,92%
Dummy	-	-4532,45 (-4,47)*	-4340,03 (-4,39)*	-4572,25 (-4,42)*	-4737,88 (-4,53)*
β_0 Intercepto	-	-173290,0 (-2,29)*	-168269,4 (-3,40)*	-147491,7 (-2,59)*	-148027,5 (-2,29)*
β_1 Tendência	-	223,92 (2,66)*	172,00 (2,41)*	204,14 (2,62)*	211,84 (2,57)*
β_2 Câmbio	$j = 0$	5467,05 (1,97)**	7436,30 (3,01)*	7616,34 (2,85)*	7936,42 (2,82)*
β_3 C-Bond	$k = 2$	2,356 (2,80)*			
	$k = 4$		1,432 (2,05)*	1,518 (2,04)**	1,484 (1,97)**
β_4 Ciclo	$l = 3$	-42121,99 (-5,27)*	-20961,62 (-2,07)*	-27047,74 (-2,69)*	-31764,21 (-3,29)*
β_5 Imp. Mundiais	$m = 1$		9356,56 (2,84)*		
	$m = 2$			7807,04 (2,09)*	
	$m = 4$	10249,43 (2,00)*			7747,07 (1,85)**

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Observa-se na Tabela 1 acima, que só se obtém variantes com estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming quando se considera defasagens para a variável Câmbio ($j = 0$), e uma defasagem de três trimestres para a variável Ciclo ($l = 3$). Observa-se também que as estimativas de todos os parâmetros são significantes.

Apresenta-se na seção 6.1.2 a seguir, o mesmo estudo apresentado nessa seção, considerando-se o PIB e não mais somente a parte cíclica do PIB (Ciclo).

6.1.2 Modelo para o Saldo da Balança Comercial, utilizando o PIB

Verifica-se a existência de variantes estatisticamente significantes do modelo (1), considerando-se o PIB.

Observa-se que nenhuma das variantes possíveis apresenta estimativas significantes e positivas, para os parâmetros β_2 e β_5 que multiplicam,

respectivamente, as variáveis Câmbio e Importações Mundiais, como estabelece o modelo de Mundell-Fleming. Entretanto, 132 variantes apresentaram estimativas positivas para esses parâmetros, mas somente a estimativa de β_5 é significante. Relaciona-se essas variantes na Tabela B-4 do Apêndice B. Observa-se ainda que os resíduos dessas variantes apresentam-se autocorrelacionados. Assim, considera-se um termo *AR(1)* nos resíduos com o objetivo de se eliminar essa autocorrelação.

Elimina-se a autocorrelação dos resíduos ao se considerar o termo AR(1), entretanto, nenhuma das variantes possíveis apresenta estimativas significantes e positivas para os parâmetros β_2 e β_5. Observa-se 48 variantes onde as estimativas dos parâmetros β_2 e β_5 são positivas, mas com somente um deles significante. Relaciona-se essas variantes na Tabela B-5 do Apêndice B.

Verifica-se também, se a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (1) possibilita encontrar variantes com estimativas estatisticamente significantes e coerentes com o modelo de Mundell-Fleming, para os parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio, PIB e Importações Mundiais.

Com a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (1) para distinguir o período a partir de janeiro de 1999, obteve-se 266 variantes com estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming. Em 45 casos as estimativas dos parâmetros β_2, β_3 e β_5 são significantes e os resíduos são normalmente distribuídos, homocedásticos e não autocorrelacionados. Apresenta-se na Tabela 2 a seguir, seis casos onde somente as estimativas dos parâmetros β_0 e β_1 não são significantes. Relaciona-se na Tabela B-6 do Apêndice B, as outras 39 variantes. Relaciona-se também, nessa tabela, 30 variantes que apresentam resíduos não adequados (não-normais, heterocedásticos ou autocorrelacionados), além de 187 variantes onde as estimativas de β_2 e β_5 são positivas mas com somente uma delas significante.

Observa-se na Tabela 2 a seguir, que só se obtém variantes com estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming quando se considera uma defasagem de dois trimestres para a variável PIB (l = 2). Observa-se também que as estimativas de todos os parâmetros são significantes, exceto para as estimativas de β_0 e β_1.

Tabela 2
Variantes do modelo para a Balança Comercial, considerando o PIB

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASAGENS	VARIANTES DO MODELO (1)					
		1	2	3	4	5	6
R^2 Ajustado	-	91,70%	91,63%	89,90%	90,86%	90,67%	90,22%
Dummy	-	-4132,40 (-4,28)*	-3992,96 (-4,10)*	-4259,74 (-4,01)*	-2862,15 (-3,42)*	-2723,90 (-3,20)*	-2393,21 (-2,97)*
β_0 Intercepto	-	-85016,45 (-0,96)	-44365,52 (-0,54)	15511,06 (0,18)	-97463,15 (-1,04)	-41615,5 (-0,48)	-110915,2 (-1,11)
β_1 Tendência	-	73,07 (1,11)	93,85 (1,49)	109,84 (1,49)	32,758 (0,47)	56,79 (0,84)	32,89 (0,44)
β_2 Câmbio	*j* = 0	7660,29 (2,95)*	7095,21 (2,73)*	8126,13 (2,81)*			
	j = 1				5375,93 (2,59)*	4778,58 (2,27)*	
	j = 2						3884,66 (2,05)*
β_3 C-Bond	*k* = 0				2,447 (3,21)*	2,631 (3,33)*	3,024 (3,97)*
	k = 2	1,952 (2,68)*	2,148 (2,91)*	2,018 (2,50)*			
β_4 PIB	*l* = 2	-18903,32 (-2,47)*	-24509,98 (-3,41)*	-31390,02 (-4,19)*	-20977,48 (-2,74)*	-28874,86 (-4,05)*	-19703,11 (-2,42)*
β_5 Imp. Mundiais	*m* = 0	14059,20 (4,91)*			16797,30 (5,06)*		17457,66 (5,05)*
	m = 1		14475,11 (4,86)*			17430,69 (4,94)*	
	m = 2			13782,85 (3,78)*			

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Observa-se nas Tabela 1 e Tabela 2 que as estimativas para o parâmetro β_2 variam entre 3884,66 e 8126,13, enquanto que para o parâmetro β_5, entre 7747,07 e 17457,66. Para uma interpretação desses resultados, tomemos a variante 1 da Tabela 2. Com as estimativas dessa variante obtém-se a seguinte equação:

$$BC_t = -85016.45 - 4132.4 \times DUMMY + 73.07 \times t + 7660.29 \times CAMBIO_t + 1.952 \times CBOND - \\ - 18903.32 \times PIB_{t-2} + 14059.20 \times IMPMUND_t$$

Observa-se nessa equação que, *ceteris paribus*, uma variação de 1% na taxa de câmbio, foi seguida em média, por uma variação de US$ 76,60 milhões na balança comercial, enquanto que uma variação de 1% nas importações mundiais, *ceteris paribus*, foi seguida em média, por uma variação de US$ 140,59 milhões na balança comercial. Portanto, o impacto da variação das importações mundiais sobre

o saldo da balança comercial brasileira é maior do que o impacto causado pela variação da taxa de câmbio. Conclusões análogas, com relação à magnitude das variações, são obtidas ao se analisar as demais variantes.

A teoria econômica estabelece que a exportação e a importação de um país são funções da taxa de câmbio, entretanto somente a exportação é função também das importações mundiais (renda do resto do mundo, Y^*). Na seção 6.2 analisa-se a magnitude do impacto da taxa de câmbio e das importações mundiais sobre as exportações brasileiras, enquanto na seção 6.3 analisa-se a magnitude do impacto da taxa de câmbio e do PIB brasileiro sobre as importações brasileiras.

Os resultados obtidos mostram que a influência da taxa de câmbio sobre o saldo da balança comercial é menor do que a influência das Importações mundiais. Isso explica o fato de que no Brasil, observa-se uma apreciação da taxa de câmbio real e um simultâneo aumento do superávit da balança. Enquanto a apreciação da taxa de câmbio tende a desestimular as exportações e estimular as importações e conseqüentemente diminuir o saldo da balança, o aumento das importações mundiais tende a aumentar as exportações (veja seção 6.2) a ponto de suplantar os efeitos contrários causados pela apreciação da taxa de câmbio, determinando um crescimento do saldo da balança comercial.

Observa-se na Figura 4-(b) a seguir, um vigoroso crescimento das importações mundiais a partir primeiro trimestre de 2002 (área sombreada), passando de US$ 1.469,15 bilhões para US$ 2.545,76 bilhões no último trimestre de 2004, ou seja, um crescimento de aproximadamente 73,28%, após um período de quedas iniciado no último trimestre de 2000.

Simultaneamente, a esse crescimento das importações mundiais, observa-se um contínuo crescimento do saldo da balança comercial, enquanto que a taxa de câmbio real apresenta alta volatilidade, veja Figura 4-(a). Isso evidencia, conforme os resultados obtidos na análise de regressão, a pequena influência da taxa de câmbio real sobre a balança comercial brasileira, comparada com a influência das importações mundiais.

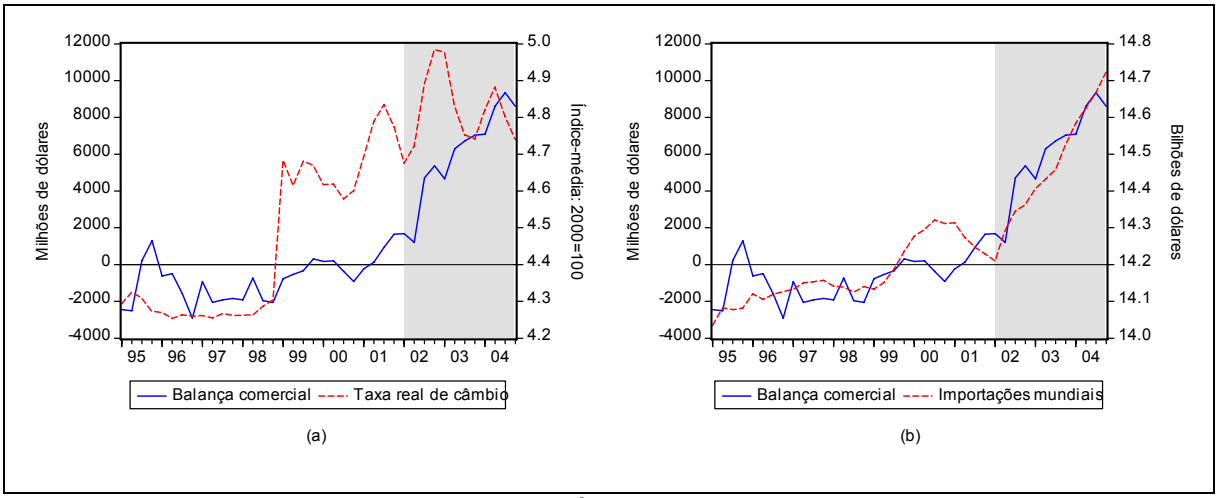


Figura 4: **(a) Balança comercial e Taxa de câmbio real; (b) Balança comercial e Importações mundiais.**

Evidencia-se a validade das conclusões aqui apresentadas através da Figura 5 a seguir, que apresenta os gráficos dos reais valores observados para o saldo da balança comercial brasileira durante o quarto trimestre de 1995 e o último trimestre de 2004 (linha cheia) e os valores ajustados pela equação de regressão da variante 2 da Tabela 1 (linha tracejada). Os três primeiros trimestres de 1995 não são incluídos no gráfico devido às defasagens utilizadas na variante escolhida. Escolhe-se essa variante pelo fato da mesma ser a que apresenta o maior R^2 dentre as variantes da Tabela 1, as quais se considera serem as mais adequadas por incluírem a variável *Dummy*. Observa-se nessa figura que a linha tracejada dos valores ajustados (ou previstos) pela equação de regressão evolui bem aproximada à linha dos valores observados, confirmando o fato da taxa de câmbio ter pouca influência sobre a balança comercial brasileira.

Ressalta-se que nessa variante escolhida, as estimativas dos parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio e Importações Mundiais (7436,30 e 9356,56, respectivamente), são significantes ao nível de 1% (ponto crítico = 2,73).

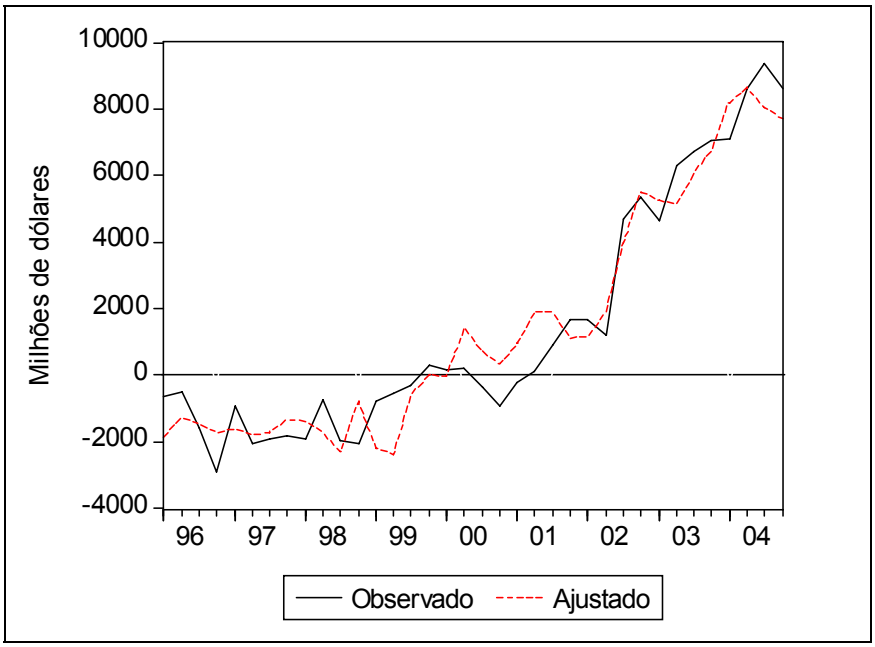


Figura 5: **Balança comercial observada e valores ajustados pela variante 2 da Tabela 1**

Apresenta-se na seção 8.1 uma análise de co-integração a fim de verificar se é possível estabelecer uma relação de longo prazo entre as variáveis incluídas no modelo (1).

6.2 Modelo para Exportação

O modelo utilizado para as exportações brasileiras (Exp) é o seguinte:

$$Exp_t = \beta_0 + \beta_1.t + \beta_2.CÂMBIO_{t-j} + \beta_3.CBOND_{t-k} + \beta_4.PIB_{t-l} + \beta_5.IMPMUND_{t-m} + \varepsilon_t \,, \quad (2)$$

onde os índices *j*, *k*, l e *m* são as defasagens utilizadas, respectivamente, para as variáveis Câmbio Real, C-Bond, PIB (ou Ciclo) e Importações Mundiais (utiliza-se o logaritmo *neperiano* das variáveis dependente e independentes, exceto no C-Bond). Observa-se também, nesse modelo, a presença de um intercepto (β_0) e uma tendência linear ($\beta_1.t$).

Gujarati (2000, p.156.8) afirma que a interpretação desse modelo linear, onde utiliza-se o logaritmo *neperiano* nas variáveis dependentes e independentes,

denominado *log-linear*, é realizada da seguinte maneira: supondo-se, por exemplo, que se obtém $\beta_i = 0.247$ e $\beta_j = -0.359$, então um aumento de 1% na variável independente U_i, *ceteris paribus*, aumenta em média cerca de 0,247% na variável dependente. Por outro lado, um aumento de 1% na variável independente U_j, *ceteris paribus*, diminui em média cerca de 0,359% na variável dependente.

Estima-se variantes do modelo (2), alternando-se o número de defasagens *j*, *k*, l e *m* para as variáveis independentes, buscando-se variantes onde o sinal das estimativas sejam coerentes com o modelo de Mundell-Fleming. Alterna-se essas defasagens entre zero e quatro. Assim, conforme discutido na seção 6.1, existem 3750 variantes possíveis.

O modelo de Mundell-Fleming com taxas de câmbio flutuantes e política monetária restritiva mostra que a apreciação da taxa de câmbio provoca desestímulo às exportações e incentivo às importações.

Assim, uma variante, para ser coerente com esse modelo, deve apresentar uma estimativa positiva para os parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio Real e Produto do Resto do mundo, representada nesse estudo pelas importações mundiais, Y^*.

$$\underset{(+,\ +)}{X = X(Y^*, \varepsilon)}$$

Apresenta-se nas Tabelas 3 a 6, para algumas variantes do modelo (2), as estimativas dos parâmetros β_i's, as correspondentes estatísticas do teste *t* (teste bi-caudal), colocada entre parênteses, o R^2 ajustado e o número de defasagens (*j*, *k*, l e *m*) utilizados para cada uma das variáveis independentes. Os campos que não apresentam valores indicam que a variável com aquela defasagem não foi considerada naquela variante do modelo.

6.2.1 Modelo para a Exportação, utilizando o Ciclo

Verifica-se a existência de variantes estatisticamente significantes do modelo (2), considerando-se somente a parte cíclica do PIB, denominada Ciclo.

Observa-se que nenhuma das variantes possíveis apresenta estimativas significantes e positivas, para os parâmetros β_2 e β_5 que multiplicam, respectivamente, as variáveis Câmbio e Importações Mundiais, como estabelece o modelo de Mundell-Fleming. Entretanto, 37 variantes apresentaram estimativas positivas para esses parâmetros, mas somente a estimativa de β_5 é significante. Relaciona-se essas variantes na Tabela B-7 do Apêndice B. Observa-se ainda que os resíduos dessas variantes apresentam-se autocorrelacionados. Assim, considera-se um termo *AR(1)* nos resíduos com o objetivo de se eliminar essa autocorrelação.

Elimina-se a autocorrelação dos resíduos ao se considerar o termo *AR(1)*. Observa-se 8 variantes onde as estimativas dos parâmetros β_2 e β_5 são positivas e significantes. Apresenta-se na Tabela 3 a seguir, seis desses casos. Apesar dos resíduos dessas variantes serem homocedásticos e não autocorrelacionados, os mesmos não são normalmente distribuídos. Relaciona-se na Tabela B-8 do Apêndice B os outros dois casos não apresentados na Tabela 3. Nessa tabela, relaciona-se também, 75 variantes onde a estimativa de somente um dos parâmetros, β_2 e β_5, é significante.

Observa-se na Tabela 3 a seguir, que só se obtém variantes com estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming quando se considera a defasagem de um trimestre para a variável Câmbio (*j* = 1), uma defasagem de dois trimestres para a variável C-Bond (*k* = 2) e nenhuma defasagem ou defasagem de um trimestre para a variável Importações Mundiais (*m* = 0 ou *m* = 1). Observa-se também que as estimativas para o termo *AR(1)* são significantes, assim como, as estimativas dos demais parâmetros, exceto as estimativas do parâmetro β_1 em todas as variantes e do parâmetro β_4 nas variantes 3, 4, 5 e 6.

Tabela 3
Variantes do modelo para a Exportação, considerando o Ciclo e um termo *AR(1)* nos resíduos

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASAGENS	VARIANTES DO MODELO (2)					
		1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
R^2 Ajustado	-	95,85%	95,90%	96,17%	95,47%	95,85%	95,07%
β_0 Intercepto	-	-11,25 (-4,55)*	-8,56 (-3,71)*	-8,43 (-1,89)**	-9,30 (-2,81)*	-8,47 (-2,49)*	-9,40 (-3,90)*
β_1 Tendência	-	-0,00029 (-0,87)	-0,00112 (-0,26)	0,00226 (0,36)	-0,00079 (-0,19)	0,00137 (0,31)	-0,00039 (-0,75)
β_2 Câmbio	j = 1	0,135 (1,92)**	0,191 (1,87)**	0,152 (2,33)*	0,151 (2,25)*	0,150 (2,36)*	0,217 (1,82)**
β_3 C-Bond	k = 2	-0,00015 (-2,97)*	-0,00018 (-4,47)*	-0,00017 (-3,59)*	-0,00015 (-2,97)*	-0,00016 (-3,13)*	-0,00017 (-3,25)*
β_4 Ciclo	l = 0						-0,361 (-0,73)
	l = 1	-0,696 (-1,73)**					
	l = 2				-0,138 (-0,35)		
	l = 3		0,742 (2,37)*	0,496 (1,26)			
	l = 4					-0,161 (-0,45)	
β_5 Imp. Mundiais	m = 0		1,222 (7,64)*				1,276 (8,14)*
	m = 1	1,431 (7,83)*		1,220 (3,77)*	1,285 (5,37)*	1,224 (4,93)*	
AR(1)	-	0,694 (4,81)*	0,674 (3,42)*	0,756 (4,36)*	0,722 (4,43)*	0,711 (4,22)*	0,636 (3,44)*

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Verifica-se também, se a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (2) possibilita encontrar variantes com estimativas estatisticamente significantes e coerentes com o modelo de Mundell-Fleming, para os parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio e Importações Mundiais.

Com a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (2) para distinguir o período a partir de janeiro de 1999, obteve-se 200 variantes com estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming. Em 83 casos, as estimativas dos parâmetros β_2 e β_5 são ambos significantes. Em 41 casos os resíduos são normalmente distribuídos, homocedásticos e não autocorrelacionados. Apresenta-se na Tabela 4 a seguir, seis casos onde as estimativas dos demais parâmetros também são significantes, exceto a estimativa do parâmetro β_1. Relaciona-se na Tabela B-9 do Apêndice B as outras 35 variantes que apresentam estimativas não

significantes para algum dos parâmetros β_3 e β_4. Relaciona-se também os casos que apresentam resíduos não adequados, além de 217 variantes onde somente um dos parâmetros β_2 e β_5 são significantes.

Tabela 4
Variantes do modelo para a Exportação, considerando o Ciclo e uma variável *Dummy*

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASAGENS	VARIANTES DO MODELO (2)					
		1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
R^2 Ajustado	-	96,72%	96,81%	96,89%	96,91%	96,72%	96,42%
Dummy	-	-0,286 (-7,30)*	-0,233 (-5,95)*	-0,213 (-5,24)*	-0,206 (-5,75)*	-0,226 (-4,69*	-0,158 (-3,70)*
β_0 Intercepto	-	-8,85 (-6,10)*	-11,99 (-4,38)*	-11,75 (-7,57)*	-12,45 (-4,47)*	-10,51 (-6,24)*	-11,19 (-4,60)*
β_1 Tendência	-	0,00099 (0,35)	-0,00198 (-0,47)	0,00103 (0,43)	-0,00205 (-0,48)	0,00297 (1,14)	-0,00103 (-0,25)
β_2 Câmbio	*j* = 0	0,534 (3,36)*	0,412 (3,30)*	0,277 (2,60)*	0,324 (3,05)*	0,249 (2,32)*	
	j = 1						0,232 (1,77)**
β_3 C-Bond	*k* = 0	0,000096 (-1,91)**	-0,00007 (-2,61)*	-0,00006 (-2,48)*			
	k = 2				-0,00006 (-2,68)*		-0,00008 (-2,75)*
	k = 4					0,000043 (1,74)**	
β_4 Ciclo	*l* = 0	0,536 (1,87)**				0,652 (1,69)***	
	l = 1			-0,840 (-2,46)*			
	l = 3		0,777 (2,10)*		0,823 (2,17)*		0,813 (2,05)*
β_5 Imp. Mundiais	*m* = 0	1,137 (13,05)*	1,397 (8,02)*		1,456 (8,15)*		1,394 (8,84)*
	m = 1			1,419 (12,60)*		1,332 (10,76)*	

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
*** Marginalmente significante à 10%.
Teste bi-caudal

Observa-se na Tabela 4 acima que todas as estimativas são significantes, exceto para as estimativas do parâmetro β_1.

Apresenta-se na seção 6.2.2 a seguir, o mesmo estudo apresentado nessa seção, considerando-se o PIB e não mais somente a parte cíclica do PIB (Ciclo).

6.2.2 Modelo para a Exportação, utilizando o PIB

Verifica-se a existência de variantes estatisticamente significantes do modelo (2), considerando-se o próprio PIB.

Observa-se que nenhuma das variantes possíveis apresenta estimativas significantes e positivas, para os parâmetros β_2 e β_5 que multiplicam, respectivamente, as variáveis Câmbio e Importações Mundiais, como estabelece o modelo de Mundell-Fleming. Entretanto, 32 variantes apresentaram estimativas positivas para esses parâmetros, mas somente a estimativa de β_5 é significante. Relaciona-se na Tabela B-10 do Apêndice B essas variantes. Observa-se ainda que os resíduos dessas variantes apresentam-se autocorrelacionados. Assim, considera-se um termo *AR(1)* nos resíduos com o objetivo de se eliminar essa autocorrelação.

Elimina-se a autocorrelação dos resíduos ao se considerar o termo AR(1). Observa-se 8 variantes onde as estimativas dos parâmetros β_2 e β_5 são positivas e significantes. Apresenta-se na Tabela 5 a seguir, seis desses casos. Apesar dos resíduos dessas variantes serem homocedásticos e independentes, os mesmos não são normalmente distribuídos. Relaciona-se na Tabela B-11 do Apêndice B os outros dois casos não apresentados na Tabela 5. Nessa tabela, relaciona-se também, 82 variantes onde a estimativa de somente um dos parâmetros β_2 e β_5 são significantes.

Tabela 5
Variantes do modelo para a Exportação, considerando o PIB e um termo *AR(1)* nos resíduos

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASA-GENS	VARIANTES DO MODELO (2)					
		1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
R^2 Ajustado	-	95,94%	95,81%	95,50%	95,46%	96,13%	95,87%
β_0 Intercepto	-	-5,10 (-1,59)	-13,73 (-3,74)*	-7,70 (-2,00)**	-9,97 (-2,78)*	-12,11 (-2,56)*	-6,65 (-1,27)
β_1 Tendência	-	-0,00239 (-0,83)	-0,00110 (-0,24)	-0,00070 (-0,18)	-0,00054 (-0,11)	0,00214 (0,31)	0,00168 (0,39)
β_2 Câmbio	j = 1	0,130 (1,90)**	0,194 (1,92)**	0,148 (2,20)*	0,150 (2,08)*	0,153 (2,35)*	0,150 (2,35)*
β_3 C-Bond	k = 2	-0,00014 (-2,91)*	-0,00018 (-4,40)*	-0,00015 (-2,93)*	-0,00015 (-2,75)*	-0,00017 (-3,59)*	-0,00016 (-3,12)*
β_4 PIB	l = 0				0,111 (0,40)		
	l = 1	-0,766 (-1,84)**					
	l = 2			-0,204 (-0,50)			
	l = 3		0,680 (2,19)*			0,461 (1,18)	
	l = 4						-0,209 (-0,58)
β_5 Imp. Mundiais	m = 0		1,204 (6,60)*				
	m = 1	1,426 (9,04)*		1,288 (5,81)*	1,270 (4,83)*	1,222 (3,59)*	1,212 (5,02)*
AR(1)	-	0,650 (4,42)*	0,711 (3,81)*	0,707 (4,27)*	0,741 (4,66)*	0,769 (4,47)*	0,701 (4,19)*

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Observa-se na Tabela 5 acima, que só se obtém variantes com estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming quando se considera a defasagem de um trimestre para a variável Câmbio (j = 1), uma defasagem de dois trimestres para a variável C-Bond (k = 2) e nenhuma defasagem ou defasagem de um trimestre para a variável Importações Mundiais (m = 0 ou m = 1), assim como na seção 6.2.1 quando se considera o Ciclo. Observa-se também que as estimativas para o termo *AR(1)* são significantes, assim como, as estimativas dos demais parâmetros, exceto as estimativas do parâmetro β_1 e, nas variantes 3, 4, 5 e 6, do parâmetro β_4.

Verifica-se também, se a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (2) possibilita encontrar variantes com estimativas estatisticamente significantes e coerentes com o modelo de Mundell-Fleming, para os parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio e Importações Mundiais.

Com a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (2) para distinguir o período a partir de janeiro de 1999, obteve-se 261 variantes com estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming. Em 81 variantes as estimativas dos parâmetros β_2 e β_5 são ambos significantes e, em 43 desses casos, os resíduos são normalmente distribuídos, homocedásticos e não autocorrelacionados. Apresenta-se na Tabela 6 a seguir, quatros dessas (43) variantes onde as estimativas dos demais parâmetros também são significantes. Relaciona-se na Tabela B-12 do Apêndice B os outros 37 casos. Relaciona-se também, nessa tabela, as 38 variantes que apresentam estimativas significantes e coerentes para β_2 e β_5, mas com resíduos não adequados (não-normais, heterocedásticos ou autocorrelacionados), além de outras 180 variantes que, apesar de apresentarem estimativas positivas para β_2 e β_5, apenas uma delas é significante.

Observa-se na Tabela 6 a seguir que todas as estimativas são significantes, exceto as estimativas do parâmetro β_1 nas variantes 2, 3 e 4.

Tabela 6
Variantes do modelo para a Exportação, considerando o PIB e uma variável *Dummy*

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASAGENS	VARIANTES DO MODELO (2)			
		1	2	3	4
R^2 Ajustado	-	92,48%	96,96%	96,63%	96,70%
Dummy	-	-0,302 (-4,50)*	-0,196 (-4,96)*	-0,210 (-5,12)*	-0,237 (-4,58)*
β_0 Intercepto	-	13,49 (2,00)**	-4,64 (-1,64)	-6,77 (-2,18)*	-15,79 (-5,25)*
β_1 Tendência	-	0,0155 (2,60)*	0,0023 (1,01)	0,0020 (0,79)	0,0022 (0,89)
β_2 Câmbio	j = 0	0,489 (1,91)**	0,259 (2,52)*	0,282 (2,73)*	0,262 (2,30)*
β_3 C-Bond	k = 0	-0,00014 (-1,79)**			
	k = 2		-0,00007 (-2,67)*	-0,00004 (-1,79)**	
	k = 4				0,00048 (1,84)**
β_4 PIB	l = 0				0,602 (1,75)**
	l = 1		-0,785 (-2,67)*		
	l = 2			-0,525 (-1,74)**	
	l = 4	-1,698 (-3,72)*			
β_5 Imp. Mundiais	m = 1		1,360 (12,26)*	1,358 (11,70)*	
	m = 3	0,513 (1,80)**			1,365 (12,20)*

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Observa-se nas Tabelas 3 a 6 que as estimativas para o parâmetro β_2 variam entre 0,130 e 0,534, enquanto que para o parâmetro β_5, entre 0,513 e 1,456. Somente na variante 1 da Tabela 6, a estimativa do parâmetro β_5 é menor do que 1. Para uma interpretação desses resultados, tomemos a variante 2 da Tabela 6. Com as estimativas dessa variante obtém-se a seguinte equação:

$$EXP_t = -4.64 - 0.196 \times DUMMY + 0.0023 \times t + 0.259 \times CAMBIO_t - 0.00007 \times CBOND_{t-2} - \\ - 0.785 \times PIB_{t-1} + 1.36 \times IMPMUND_{t-1}$$

Observa-se nessa equação que, *ceteris paribus*, uma diminuição (ou aumento) de 1% na taxa de câmbio diminui (ou aumenta), em média, 0,259% as exportações brasileiras, enquanto que um aumento (ou diminuição) de 1% nas

importações mundiais, *ceteris paribus*, aumenta (ou diminui), em média, 1,36% as exportações brasileiras. Portanto, o impacto da variação das importações mundiais sobre as exportações brasileiras é maior do que o impacto causado pela variação da taxa de câmbio. Conclusões análogas, com relação à magnitude das variações, são obtidas ao se analisar as demais variantes.

Logo, os resultados obtidos mostram que a influência da taxa de câmbio sobre as exportações brasileiras é menor do que a influência das Importações mundiais. Isso explica o fato de que no Brasil, observa-se uma apreciação da taxa de câmbio real e um simultâneo aumento das exportações. Enquanto a apreciação da taxa de câmbio tende a desestimular as exportações, o aumento das importações mundiais tende a aumentar as exportações, a ponto de determinar que o saldo das exportações cresça.

Observa-se na Figura 6-(b) a seguir, a similaridade do gráfico das exportações brasileiras e das importações mundiais, enquanto que o mesmo não pode ser observado com relação às exportações brasileiras e a taxa de câmbio real, veja Figura 6-(a). Essa análise gráfica corrobora os resultados obtidos na análise de regressão, de que as exportações brasileiras sofrem uma maior influência das importações mundiais do que da taxa de câmbio real.

O vigoroso crescimento das importações mundiais a partir do primeiro trimestre de 2002 (área sombreada), foi acompanhado por um simultâneo crescimento das exportações brasileiras, o que determinou o aumento do saldo da balança comercial, conforme se pode observar na Figura 4 da seção 6.1.

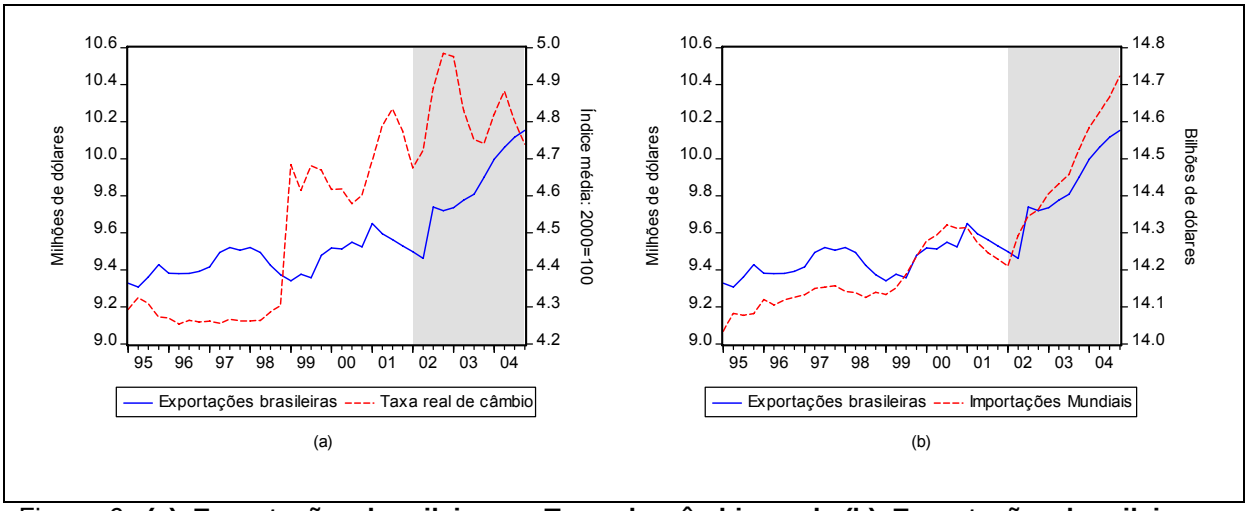


Figura 6: **(a) Exportações brasileiras e Taxa de câmbio real; (b) Exportações brasileiras e Importações mundiais**

Evidencia-se a validade das conclusões aqui apresentadas através da Figura 7 a seguir, que apresenta os gráficos dos reais valores observados para as exportações brasileiras durante o terceiro trimestre de 1995 e o último trimestre de 2004 (linha cheia) e os valores ajustados pela equação de regressão da variante 2 da Tabela 6 (linha tracejada). Os dois primeiros trimestres de 1995 não são incluídos no gráfico devido às defasagens utilizadas na variante escolhida. Escolhe-se essa variante pelo fato da mesma ser a que apresenta o maior R^2 dentre as variantes da Tabela 6, as quais se considera serem as mais adequadas por incluírem a variável *Dummy*. Observa-se nessa figura que os valores ajustados (ou previstos) pela equação de regressão, são próximos dos valores observados, confirmando o fato da taxa de câmbio ter pouca influência sobre as exportações brasileiras.

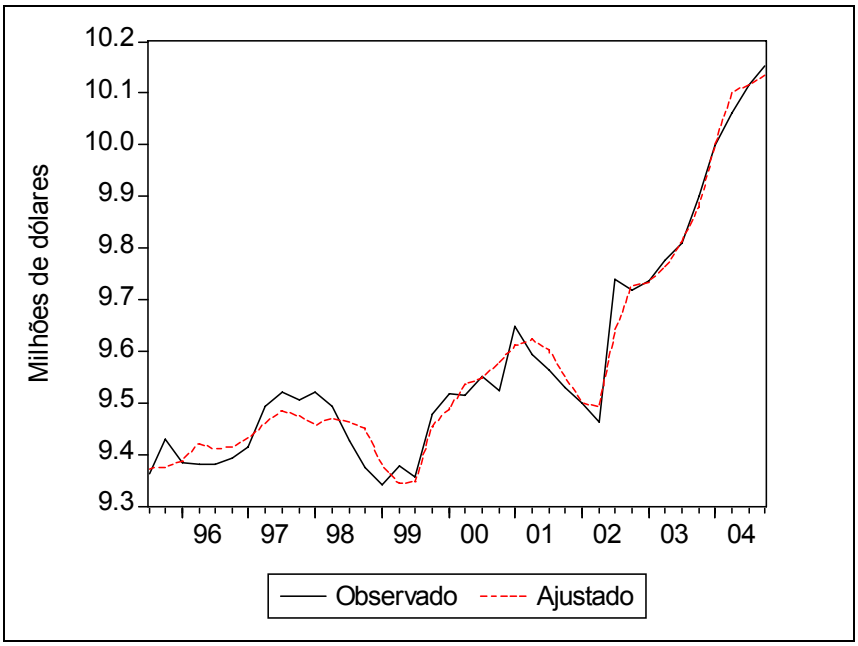


Figura 7: **Exportações brasileiras observadas e valores ajustados pela variante 2 da Tabela 6**

Apresenta-se na seção 8.2 uma análise de co-integração a fim de verificar se é possível estabelecer uma relação de longo prazo entre as variáveis incluídas nesse modelo.

6.3 Modelo para a Importação

O modelo utilizado para as importações brasileiras (Imp) é o seguinte:

$$Imp_t = \beta_0 + \beta_1.t + \beta_2.C\hat{A}MBIO_{t-j} + \beta_3.CBOND_{t-k} + \beta_4.PIB_{t-l} + \varepsilon_t \quad (3)$$

onde os índices *j*, *k* e *m* são as defasagens utilizadas, respectivamente, para as variáveis Câmbio Real, C-Bond e PIB (utiliza-se o logaritmo *neperiano* das variáveis dependente e independentes, exceto no C-Bond). Observa-se também, nesse modelo, a presença de um intercepto (β_0) e uma tendência linear ($\beta_1.t$).

A interpretação das estimativas dos parâmetros que multiplicam as variáveis do modelo acima, sob as quais aplica-se o logaritmo *neperiano*, é realizada de maneira análoga à realizada na seção 6.2.

Estima-se variantes do modelo (3), alternando-se o número de defasagens *j*, *k*, e l para as variáveis independentes, buscando-se variantes onde o sinal das estimativas sejam coerentes com o modelo de Mundell-Fleming. Alterna-se essas defasagens entre zero e quatro. Assim, existem 500 variantes possíveis, considerando-se as opções de inclusão da variável *dummy* e do termo autoregressivo, de ordem 1 – AR(1).

O modelo de Mundell-Fleming, no curto prazo, considerando-se uma política monetária restritiva e com taxas de câmbio flutuantes, mostra que uma apreciação da taxa de câmbio provoca desestímulo às exportações e incentivo às importações, com o conseqüente deslocamento da IS para esquerda, significando assim, queda na renda (PIB).

Assim, para que uma variante seja coerente com esse modelo, deve apresentar uma estimativa negativa para o parâmetro que multiplica a variável Câmbio e positiva para o parâmetro que multiplica o PIB.

$$\underset{(+,\,-)}{Q = Q(Y, \varepsilon)}$$

Apresenta-se nas Tabelas 7 a 11, para algumas variantes do modelo (3), as estimativas dos parâmetros β_i's, as correspondentes estatísticas do teste *t* (teste bi-caudal), colocada entre parênteses, o R^2 ajustado e o número de defasagens utilizados para cada uma das variáveis independentes. Os campos que não apresentam valores indicam que a variável com aquela defasagem não foi considerada naquela variante do modelo.

6.3.1 Modelo para Importação, utilizando o Ciclo

Verifica-se a existência de variantes estatisticamente significantes do modelo (3), considerando-se somente a parte cíclica do PIB, denominada Ciclo.

Obteve-se 60 casos onde a estimativa do parâmetro β_2 que multiplica a variável Câmbio é estatisticamente significante. Em todos essas variantes a estimativa do parâmetro β_2 é negativa. Entretanto, desses 60 casos, em 22 (17,6% das 125 variantes possíveis) a estimativa do parâmetro β_4 que multiplica a variável Ciclo também é negativa, enquanto nos outros 38 (82,4%) casos a estimativa desse parâmetro é positiva. Observa-se que em todos os casos, os resíduos são normalmente distribuídos e homocedásticos, mas que em 54 casos o teste de Durbin-Watson ou é inconclusivo ou indica autocorrelação nos resíduos. Logo, obteve-se seis casos com resíduos que não apresentam autocorrelação e cujas estimativas são estatisticamente significantes para todos os parâmetros estimados. Apresenta-se na Tabela 7 a seguir, essas variantes.

Tabela 7
Variantes do modelo para a Importação, considerando o Ciclo

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASA-GENS	VARIANTES DO MODELO (3)					
		1	**2**	**3**	**4**	**5**	**6**
R^2 Ajustado	-	70,38%	77,60%	79,93%	77,74%	70,62%	69,08%
β_0 Intercepto	-	10,622 (24,85)*	11,137 (29,46)*	11,297 (33,14)*	11,100 (32,05)*	10,771 (25,04)*	10,596 (24,16)*
β_1 Tendência	-	0,0062 (2,77)*	0,0088 (4,28)*	0,0098 (5,28)*	0,0087 (4,50)*	0,0071 (3,01)*	0,0065 (2,71)*
β_2 Câmbio	j = 1	-0,233 (-2,21)*					
	j = 2		-0,363 (-3,98)*	-0,394 (-4,76)*			
	j = 3				-0,353 (-4,23)*	-0,264 (-2,54)*	-0,220 (-2,06)*
β_3 C-Bond	k = 0	-0,00021 (-5,62)*	-0,00020 (-6,20)*	-0,00024 (-8,24)*	-0,00021 (-6,55)*	-0,00026 (-7,34)*	
	k = 1						-0,00027 (-7,04)*
β_4 CICLO	l = 0		1,877 (4,16)*		2,307 (5,45)*		
	l = 1	2,291 (5,08)*		1,911 (4,81)*		1,931 (3,84)*	1,207 (2,26)*

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Observa-se na Tabela 7 acima que nessas variantes as estimativas do parâmetro β_2 que multiplica a variável Câmbio são negativas (-0,23, -0,36, -0,39, -0,35, -0,26 e -0,22). Isso implica que uma apreciação na taxa de câmbio causa um aumento nas importações, o que está de acordo com o modelo de Mundell-Fleming. Observa-se ainda que as estimativas do parâmetro β_4 que multiplica a variável Ciclo, são positivas (2,29, 1,88, 1,91, 2,31, 1,93 e 1,21), o que também está de acordo com esse modelo.

Apresenta-se na seção 6.3.2 a seguir, o mesmo estudo apresentado nessa seção, considerando-se o PIB e não mais somente a parte cíclica do PIB (Ciclo).

6.3.2 Modelo para Importação, utilizando o PIB

Verifica-se a existência de variantes estatisticamente significantes do modelo (3), considerando-se o próprio PIB.

Obteve-se somente três casos onde as estimativas dos parâmetros são estatisticamente significantes com resíduos normalmente distribuídos,

homocedásticos e não autocorrelacionados. Apresenta-se essas variantes na Tabela 8 a seguir. Observa-se nessa tabela que, exceto a estimativa do intercepto (β_0), as estimativas de todos os parâmetros são significantes.

Tabela 8
Variantes do modelo para a Importação, considerando o PIB

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASA-GENS	VARIANTES DO MODELO (3) 1	2	3
R^2 Ajustado	-	76,82%	75,53%	68,81%
β_0 Intercepto	-	-0,889 (-0,28)	-4,025 (-1,27)	-1,108 (-0,30)
β_1 Tendência	-	0,0079 (3,53)*	0,0071 (3,36)*	0,0062 (2,40)*
β_2 Câmbio	j = 2	-0,372 (-4,02)*		
	j = 3		-0,340 (-3,86)*	-0,282 (-2,65)*
β_3 C-Bond	k = 0	-0,00021 (-6,69)*	-0,00023 (-6,99)*	-0,00027 (-7,45)*
β_4 PIB	l = 0	1,525 (3,95)*	1,906 (4,91)*	
	l = 1			1,511 (3,47)*

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Observa-se na Tabela 8 acima, que ao se considerar o próprio PIB (e não somente a parte cíclica dessa variável) é possível encontrar variantes em concordância com o modelo de Mundell-Fleming, ou seja, com estimativas negativas do parâmetro β_2 que multiplica a variável Câmbio (-0,37, -0,34 e -0,28) e estimativas positivas para o parâmetro β_4 que multiplica o PIB (1,53, 1,91 e 1,51).

Verifica-se também, na seção 6.3.3, se a inclusão de uma variável *Dummy* no modelo (3) possibilita encontrar outras variantes com estimativas para os parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio e PIB, estatisticamente significantes e coerentes com o modelo de Mundell-Fleming.

6.3.3 Modelo para a Importação considerando uma variável *Dummy*

Com a inclusão da variável *Dummy* no modelo (3), obteve-se somente seis variantes cujas estimativas para os parâmetros β_2 e β_4 que multiplicam as variável Câmbio e PIB, respectivamente, são significantes e coerentes com o modelo de Mundell-Fleming. Em três das variantes obtidas, considera-se o Ciclo, nas outras três, considera-se o PIB. Apresenta-se na Tabela 9 a seguir, essas variantes.

Tabela 9
Variantes do modelo para a Importação, considerando uma variável *Dummy* e um termo *AR* nos resíduos

PARÂMETRO VARIÁVEIS	DEFASAGENS	VARIANTES DO MODELO (3)					
		CICLO			PIB		
		1	2	3	4	5	6
R^2 Ajustado	-	72,80%	77,03%	69,47%	72,46%	71,35%	78,04%
Dummy	-	-0,091 (-1,71)**	-0,025 (-0,78)	0,011 (0,31)	-0,119 (-2,14)*	-0,113 (-2,80)*	-0,081 (-2,16)*
β_0 Intercepto	-	10,56 (20,74)*	10,40 (27,94)*	10,54 (24,04)*	-2,74 (-0,64)	-8,92 (-2,56)*	-5,84 (-1,87)**
β_1 Tendência	-	0,0093 (2,79)*	0,0063 (2,78)*	0,0054 (2,19)*	0,0091 (2,60)*	0,0070 (2,73)*	0,0087 (4,07)*
β_2 Câmbio	j = 3		-0,17 (-1,87)**	-0,20 (-1,88)**			-0,28 (-3,26)*
	j = 4	-0,23 (-1,88)**			-0,22 (-1,71)**	-0,16 (-1,69)***	
β_3 C-Bond	k = 0			-0,00030 (-8,40)*		-0,00018 (-4,69)*	-0,00020 (-5,75)*
	k = 1	-0,00018 (-3,25)*	-0,00028 (-5,84)*		-0,00018 (-3,02)*		
β_4 CICLO / PIB	l = 0	1,797 (3,27)*	1,362 (2,65)*		1,671 (3,12)*	2,421 (5,56)*	2,101 (5,55)*
	l = 1			1,749 (3,81)*			
AR(1)	-	0,33 (1,65)***			0,39 (2,00)**		
AR(3)	-			-0,46 (-2,52)*			
AR(4)	-		-0,57 (-3,10)*				

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
*** Marginalmente significante à 10%.
Teste bi-caudal

Observa-se na Tabela 9 acima, que se obteve duas variantes onde não foi necessário incluir um termo *AR* nos resíduos (variantes 5 e 6). As variantes são estatisticamente significantes somente ao nível de significância de 10%. As variantes

1 e 5 apresentam, respectivamente, a estimativa do parâmetro que multiplica o termo *AR(1)* e do parâmetro β_2, marginalmente significante à 10%. Nas variantes 2 e 3 obteve-se resíduos não autocorrelacionados somente ao se considerar nos resíduos, um termo autoregressivo de terceira e quarta ordem, respectivamente. Portanto, obteve-se 15 casos coerentes com o modelo de Mundell-Fleming (6 considerando-se somente a parte cíclica do PIB, 3 considerando-se o próprio PIB e 6 ao se incluir uma variável *Dummy*; 3 com Ciclo e 3 com PIB). Assim, de acordo com o modelo de Mundell-Fleming, conclui-se que as importações brasileiras estão relacionadas, no curto prazo, na forma como proposta no modelo (3), com a taxa de câmbio real.

Observa-se na Tabelas 7 e na Tabela 9 que as estimativas para o parâmetro β_2 variam entre -0,394 e -0,16, enquanto que para o parâmetro β_4, entre 1,207 e 2,421. Para uma interpretação desses resultados, tomemos a variante 4 da Tabela 9. Com as estimativas dessa variante obtém-se a seguinte equação:

$$IMP_t = -2.74 - 0.119 \times DUMMY + 0.0091 \times t + -0.22 \times CAMBIO_{t-4} - 0.00018 \times CBOND_{t-1} + \\ + 1.671 \times PIB_t + 0.39 \times \varepsilon_{t-1}^1 + \varepsilon_t$$

Observa-se nessa equação que, *ceteris paribus*, uma diminuição (ou aumento) de 1% na taxa de câmbio aumenta (ou diminui), em média, 0,22% as importações brasileiras, enquanto que um aumento (ou diminuição) de 1% no PIB, *ceteris paribus*, aumenta (ou diminui), em média, 1,671% as importações brasileiras. Portanto, o impacto da variação da taxa de câmbio sobre as importações é pequena, menor do que do que o impacto causado pela variação do PIB. Conclusões análogas, com relação à magnitude das variações, são obtidas ao se analisar as demais variantes.

Logo, os resultados obtidos mostram que a influência da taxa de câmbio sobre as importações brasileiras é pequena, assim como sobre as exportações. Conseqüentemente, o impacto sobre a balança comercial brasileira será pequeno também.

Observa-se nas áreas sombreadas da Figura 8-(a) a seguir, os períodos em que houve uma apreciação (depreciação) da taxa de câmbio real e um aumento (diminuição) das importações brasileiras, conforme prevê a teoria econômica. Observa-se ainda na Figura 8-(b), a similaridade do gráfico das importações brasileiras e do PIB *per capita*, durante todo o período analisado, corroborando os resultados obtidos na análise de regressão, de que as importações brasileiras sofrem uma maior influência do PIB *per capita* brasileiro do que da taxa de câmbio real.

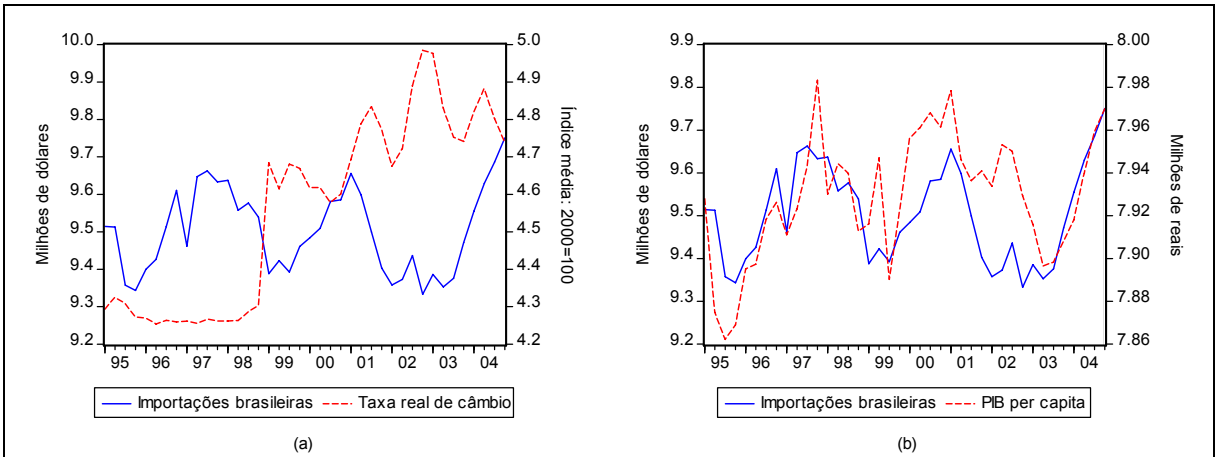


Figura 8: **(a) Importações brasileiras e Taxa de câmbio real; (b) Importações brasileiras e PIB *per capita*.**

Evidencia-se a validade das conclusões aqui apresentadas através da Figura 9 a seguir, que apresenta os gráficos dos reais valores observados para as importações brasileiras durante o quarto trimestre de 1995 e o último trimestre de 2004 (linha cheia) e os valores ajustados pela equação de regressão da variante 6 da Tabela 9 (linha tracejada). Os três primeiros trimestres de 1995 não são incluídos no gráfico devido às defasagens utilizadas na variante escolhida. Escolhe-se essa variante pelo fato da mesma ser a que apresenta o maior R^2 dentre as variantes da Tabela 9, as quais se considera serem as mais adequadas por incluírem a variável *Dummy*. Observa-se nessa figura que os valores ajustados (ou previstos) pela equação de regressão, são próximos dos valores observados, confirmando o fato da taxa de câmbio ter pouca influência sobre as importações brasileiras.

Ressalta-se que nessa variante escolhida, as estimativas dos parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio e PIB (-0,28 e 2,101, respectivamente), são significantes ao nível de 1% (ponto crítico = 2,73).

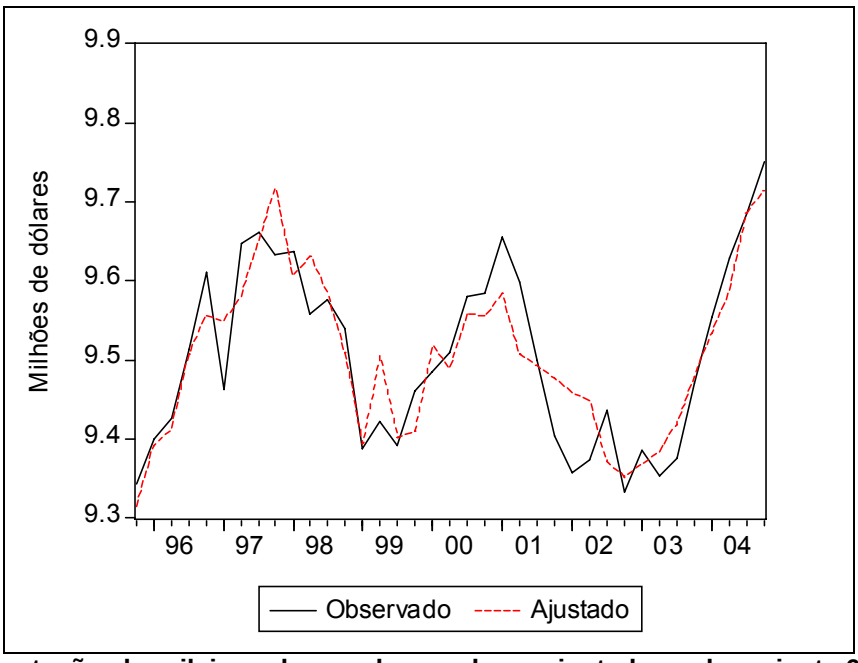


Figura 9: **Importações brasileiras observadas e valores ajustados pela variante 6 da Tabela 9**

Apresenta-se na seção 8.3 uma análise de co-integração a fim de verificar se é possível estabelecer uma relação de longo prazo entre as variáveis incluídas nesse modelo.

7 TESTES DE RAÍZES UNITÁRIAS E CO-INTEGRAÇÃO

Diversos autores, entre eles: Greene (1997, p.841) e Wooldridge (2003, p.344), afirmam que muitas variáveis econômicas apresentam uma tendência de crescimento ao longo do tempo. Esse segundo autor acrescenta que, ao se ignorar que duas variáveis apresentam tendência, pode-se concluir que mudanças em uma variável são causadas por mudança da outra.

Variáveis que apresentam tendência de crescimento ao longo do tempo são chamadas de não estacionárias.

Numa análise de regressão linear, segundo Wooldridge (2003, p.347), é possível encontrar uma relação entre duas variáveis, simplesmente pelo fato de que ambas crescem ao longo do tempo. Esse tipo de relação é chamada na literatura de regressão espúria.

Para não incorrer no problema de regressão espúria, Pindyck & Rubinfeld (1991, p.465) sugerem diferenciar as variáveis antes de se iniciar a análise de regressão. Entretanto, esses autores observam que, apesar de aceitável, essa técnica pode causar perdas de informações de longo prazo entre as duas variáveis. Todavia, Phillips (1986) demonstra que é possível trabalhar com o nível das séries, ou seja, sem perder as informações de longo prazo, sem correr o risco de se obter regressões espúrias, se houver uma combinação linear dessas variáveis com tendência, que seja estacionária.

Variáveis não estacionárias que apresentam uma combinação linear estacionária são ditas ser co-integradas. Na seção 7.2, apresenta-se à teoria acerca dos testes para se verificar se variáveis são co-integradas.

Apresenta-se na seção 8 uma análise de co-integração, com o objetivo de verificar se existe uma relação de longo prazo entre as variáveis abordadas nesse estudo. Para isso, é importante analisar se as séries macroeconômicas que serão estudadas são, ou não, estacionárias. Nesse contexto, utiliza-se os testes de raiz unitária, sobre os quais, faz-se uma introdução na seção 7.1.

7.1 Testes de Raiz Unitária

Classifica-se, na literatura econométrica, como *I(0)* uma série que é estacionária e como *I(d)* uma série que, após *d* diferenças, se torna estacionária. Para as séries *I(d)* diz-se que há a presença de raiz unitária.

Diferentes testes foram propostos para verificar se há estacionariedade em uma série, entre eles: teste Aumentado de Dickey-Fuller (ADF), teste de Phillips-Perron (PP) e teste de Kwaitkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS). Entretanto, somente o teste ADF será abordado nesse estudo.

7.1.1 Teste Aumentado de Dickey-Fuller - ADF

A metodologia proposta por Dickey-Fuller (1979) para verificar a presença de raiz unitária em uma série y_t é testar $H_0: \delta = 0$ contra $H_1: \delta < 0$ para um dos seguintes modelo:

$$\Delta y_t = \alpha + \beta.t + \delta.y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i.\Delta y_{t-i} + \varepsilon_t\,, \tag{4}$$

$$\Delta y_t = \alpha + \delta.y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i.\Delta y_{t-i} + \varepsilon_t\,, \tag{5}$$

$$\Delta y_t = \delta.y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i.\Delta y_{t-i} + \varepsilon_t\,, \tag{6}$$

onde ε_t é um ruído branco, Δ é o operador diferença (por exemplo, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$) e p é o número de defasagens da variável dependente y_t a ser considerado.

Brooks (2002, p.380) afirma que o valor de p (o número "ótimo" de defasagens da variável y_t) a ser incluída nesses modelos, deve ser aquele que assegure que os resíduos ε_t não sejam correlacionados. Esse autor sugere duas metodologias para a escolha desse valor. A primeira é decidir baseado na freqüência dos dados. Por exemplo: se os dados são anuais, utiliza-se *p = 12*; se os dados são trimestrais, utiliza-se *p = 4*. A segunda é decidir baseado em algum critério de informação. Desse modo, seleciona-se o valor de *p* que minimiza o critério utilizado. Diferentes critérios são propostos, entre eles: *Schwarz Information*

Criterion (SIC), *Akaike Information Criterion* (AIC) e *Hannan-Quinn Criterion* (HQ). Utilizou-se nesse trabalho, a segunda metodologia através do critério SIC.

Observa-se que no modelo (4), inclui-se uma constante (α) e uma tendência linear ($\beta.t$), enquanto (5) inclui somente uma constante e (6) não inclui constante e tendência.

Segundo Johnston e DiNardo (1997, p.224), a estatística de teste proposta por Dickey e Fuller (1979), sob a hipótese nula de presença de raiz unitária, não segue uma distribuição *t-Student*, e que, como pontos críticos, são usados os resultados de Dickey (1975), mas que o trabalho, mais recente, de MacKinnon (1991) apresenta resultados, que permitem calcular os pontos críticos do teste ADF para qualquer tamanho de amostra e para diferentes especificações do modelo de regressão que é utilizado no teste. Utiliza-se, nesse estudo, os pontos críticos obtidos por MacKinnon (1991) como pontos críticos para o teste ADF. Esses valores dependem do modelo utilizado, do número de defasagens incluídas no modelo e do número de observações (tamanho da amostra).

Apresenta-se na seção 7.2 a seguir, o básico referente à co-integração. Maiores detalhes sobre o assunto podem ser encontrados em Brooks (2000).

7.2 Co-integração

A definição de co-integração de Engle e Granger (1987) é a seguinte:

Seja x_t um vetor (N x 1). Os componentes de x_t são ditos co-integrados de ordem (d,b), denotado por $x_t \sim CI(d,b)$, se:

1. todos os componentes de x_t são I(d);
2. existe um vetor $\alpha \neq 0$ tal que $z_t = \alpha' x_t \sim I(d-b)$, b > 0.

O vetor α é chamado vetor de co-integração.

Para o caso restrito em que *d = b = 1*, um conjunto de variáveis será co-integrada se uma combinação linear delas é estacionária.

Segundo Brooks (2002, p.388) uma relação de co-integração pode visto como um fenômeno de equilíbrio em longo prazo. Assim, é possível que as variáveis co-integradas divirjam no curto prazo, mas esse equilíbrio retornará no longo prazo.

Brooks (2002, p.393) descreve três métodos para investigar se séries não estacionárias são co-integradas, são eles: Engle-Granger, Engle-Yoo e Johansen.

Utiliza-se, nesse estudo, somente o método proposto por Johansen (1988) para verificar a existência de uma relação de longo prazo entre as variáveis analisadas, pois segundo Johnston e DiNardo (1997, p.302) “esse método é o que tem recebido mais atenção de pesquisadores e desenvolvedores de softwares por se tratar de um método baseado na máxima verossimilhança, o qual garante as propriedades de um bom estimador”.

A vantagem do método de Johansen é que, por ser um método multivariado, possibilita testar a existência de mais de um vetor de co-integração quando se dispõem de mais de uma variável independente.

Apresenta-se resumidamente a seguir, a metodologia de Johansen. Encontra-se mais detalhes sobre esse método em Brooks (2000, p.403).

Supondo que as *g* ≥ *2* variáveis que estão sendo consideradas ($y_1, y_2, \ldots, y_g$) sejam *I(1)*. Um vetor autoregressivo (VAR) pode ser escrito da seguinte forma:

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{gt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta 1_{11} & \beta 1_{12} & \cdots & \beta 1_{1g} \\ \beta 1_{21} & \beta 1_{22} & \cdots & \beta 1_{2g} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta 1_{g1} & \beta 1_{g2} & \cdots & \beta 1_{gg} \end{bmatrix} . \begin{bmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ \vdots \\ y_{gt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta 2_{11} & \beta 2_{12} & \cdots & \beta 2_{1g} \\ \beta 2_{21} & \beta 2_{22} & \cdots & \beta 2_{2g} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta 2_{g1} & \beta 2_{g2} & \cdots & \beta 2_{gg} \end{bmatrix} . \begin{bmatrix} y_{1t-2} \\ y_{2t-2} \\ \vdots \\ y_{gt-2} \end{bmatrix} + \cdots + \tag{7}$$

$$+ \begin{bmatrix} \beta k_{11} & \beta k_{12} & \cdots & \beta k_{1g} \\ \beta k_{21} & \beta k_{22} & \cdots & \beta k_{2g} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta k_{g1} & \beta k_{g2} & \cdots & \beta k_{gg} \end{bmatrix} . \begin{bmatrix} y_{1t-k} \\ y_{2t-k} \\ \vdots \\ y_{gt-k} \end{bmatrix} + \varepsilon_t$$

ou resumidamente como

$$y_t = \beta 1 . y_{t-1} + \beta 2 . y_{t-2} + \cdots + \beta k . y_{t-k} + \varepsilon_t \tag{8}$$

onde $y_t, y_{t-1}, \ldots, y_{t-k}$ são vetores de ordem *g x 1* e $\beta 1, \beta 2, \ldots, \beta k$ são matrizes de ordem *g x g* como dadas em (7).

O método de Johansen necessita que o VAR dado em (8) seja transformado em um Vetor de Correção de Erro (VEC) da forma

$$\Delta y_t = \Pi . y_{t-k} + \Gamma_1 . \Delta y_{t-1} + \Gamma_2 . \Delta y_{t-2} + \cdots + \Gamma_k . \Delta y_{t-(k-1)} + \varepsilon_t ,$$

onde:

$$\Pi = \sum_{j=1}^{k} \beta_k - I_g , \qquad \Gamma_i = \sum_{j=1}^{i} \beta_j - I_g ,$$

I_g é a matriz identidade de ordem *g* e Δ é o operador diferença (por exemplo, $\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$).

Para testar a hipótese sobre o número de vetores co-integração, Johansen propõe duas estatísticas de teste dadas por

$$\lambda_{traço}(r) = -T . \sum_{i=r+1}^{g} \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \tag{9}$$

$$\lambda_{\max}(r; r+1) = -T . \ln\left(1 - \hat{\lambda}_{r+1}\right) \tag{10}$$

onde *r* é o número de vetores de co-integração sobre hipótese nula e $\hat{\lambda}_i$ é a *i*-ésima maior estimativa dos autovalores da matriz Π.

Segundo Brooks (2000, p.405), $\lambda_{traço}$ dado em (9) é um teste conjunto para todos os autovalores, onde a hipótese nula é de que o número de vetores de co-integração é menor ou igual a *r* contra a hipótese alternativa de que existem mais do que *r*. $\lambda_{\max}$ dado em (10) é conduzido de forma a se testar separadamente para cada autovalor a hipótese nula de que existem *r* vetores de co-integração contra a hipótese alternativa de que existem *r+1*.

A metodologia para realização desses testes é a seguinte:

1. Testa-se a hipótese nula de que não há vetores de co-integração (H_0: r = 0) contra a hipótese alternativa de que há algum vetor (H_1: 0 < r ≤ g);

2. Se as estatísticas de teste ($\lambda_{traço}$ e $\lambda_{\max}$) são maiores do que seus respectivos pontos críticos, rejeita-se a hipótese nula de que não há vetor de co-integração e repete-se o procedimento para a hipótese nula de que há no máximo um vetor de co-integração (H_0: r = 1) contra a hipótese alternativa de que há mais de um vetor (H_1: 1 < r ≤ g);

3. Se as estatísticas de teste ($\lambda_{traço}$ e $\lambda_{\max}$) são maiores do que seus respectivos pontos críticos, rejeita-se a hipótese de existência de no máximo um vetor e repete-se o procedimento para no máximo dois vetores, e assim sucessivamente (para um número máximo de *g – 1* vetores), até que não se rejeite a hipótese nula de que existem *k* vetores de co-integração.

Brooks (2000, p.405) afirma que os pontos críticos para esses dois testes foram determinados por Johansen e Juselius (1990) e, de forma mais completa por Osterwald-Lenum (1992). Entretanto, MacKinnon, Haug e Michelis (1999) apresentam novos pontos críticos argumentando que os anteriormente determinados não são muito precisos.

Determinado o número de vetores de co-integração obtêm-se a matriz Π, a partir da qual é possível escrever equações separadas para cada uma das variáveis do vetor Δy_t. O coeficiente dessa equação compõe o(s) vetor(es) de co-integração.

É comum se apresentar o vetor de co-integração com os coeficientes com sinais invertidos e normalizados, que são obtidos ao se dividir os coeficientes das variáveis independentes originalmente obtidos pelo coeficiente da variável dependente. Apresenta-se na seção 8 a seguir, o estudo sobre a existência de uma relação de longo prazo entre a balança comercial brasileira e as variáveis macroeconômicas: Câmbio Real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais. Verifica-se também se essas variáveis são co-integradas com as exportações e importações brasileiras. Ressalta-se que, diferentemente da análise de regressão onde se considera o PIB e o Ciclo, trabalha-se nos testes de co-integração, a seguir, apenas com a série original do PIB.

8 ANÁLISE DE CO-INTEGRAÇÃO

Conforme a definição de co-integração de Engle e Granger (veja seção 7.2), o primeiro passo para testar se as variáveis são co-integradas é verificar se todas são integradas de mesma ordem. Para isso será utilizado o teste ADF. Conforme citado na seção 7.1.1, esse teste pode ser realizado sob três formas: a primeira considera a presença de um intercepto e de uma tendência linear a segunda considera, somente um intercepto e a terceira não considera constante e tendência, (veja, respectivamente, modelo (4), (5) e (6) na seção 7.1.1).

Como as variáveis aparentam apresentar uma tendência (veja Figura 3, na seção 4), serão apresentados os testes ADF para os modelos (4) e (5). Os testes para o modelo (6) não serão realizados por entender-se que esse modelo não é adequado às variáveis analisadas.

Nas tabelas em que se apresentam os resultados dos testes ADF, inclui-se a estatística de teste, o número de defasagens “ótimo” determinado pelo SIC e o ponto crítico correspondente aos níveis de 1%, 5% e 10%, dado por MacKinnon (1991).

No teste ADF, as hipóteses nula (H_0) e alternativa (H_1) são:

H_0: Presença de raiz unitária;
H_1: Ausência de raiz unitária = Estacionariedade = I(0).

Apresenta-se na Tabela 10, a seguir, o teste ADF para os reais valores observados (nível) para as variáveis: Balança Comercial, Importação, Exportação, Câmbio Real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais, considerando o modelo (5).

Tabela 10
Teste ADF para o nível das variáveis, com modelo (5) que considera somente um intercepto

VARIÁVEL	NÚMERO ÓTIMO DE DEFASAGENS	PONTO CRÍTICO*		ESTATÍSTICA DE TESTE	PRESENÇA DE RAÍZ UNITÁRIA?
		NÍVEL	*t*		
Balança Comercial	0	1%	-3,610453	-0,066102	Sim
		5%	-2,938987		Sim
		10%	-2,607932		Sim
Importação	3	1%	-3,626784	-3,434464	Sim
		5%	-2,945842		Não
		10%	-2,611531		Não
Exportação	0	1%	-3,610453	0,815550	Sim
		5%	-2,938987		Sim
		10%	-2,607932		Sim
Câmbio	0	1%	-3,610453	-1,198510	Sim
		5%	-2,938987		Sim
		10%	-2,607932		Sim
C-Bond	1	1%	-3,615588	-2,873742	Sim
		5%	-2,941145		Sim
		10%	-2,609066		Não
PIB	0	1%	-3,610453	-2,446825	Sim
		5%	-2,938987		Sim
		10%	-2,607932		Sim
Importações Mundiais	1	1%	-3,615588	1,722034	Sim
		5%	-2,941145		Sim
		10%	-2,609066		Sim

* Teste unicaudal à esquerda.
* Pontos críticos dados por MacKinnon (1991).

Considerando-se somente uma constante, observa-se que em todas as variáveis há presença de raiz unitária, pois a estatística de teste é maior do que o respectivo ponto crítico, a não ser para a variável Importação, para um nível maior ou igual a 5% e para a variável C-Bond ao nível de 10%.

Na Tabela 11 a seguir, apresenta-se o teste ADF para a primeira diferença das variáveis: Balança Comercial, Importação, Exportação, Câmbio, C-Bond, PIB e Importações Mundiais, para o modelo (5).

Observa-se a Tabela 11 que para a primeira diferença das variáveis, não há indícios da presença de raiz unitária, ou seja, na primeira diferença, todas as variáveis são estacionárias, pois a estatística de teste é menor do que o respectivo ponto crítico, exceto para a primeira diferença da variável Importações Mundiais, que ao nível de significância de 1% ainda apresenta raiz unitária. O teste ADF mostra que a segunda diferença dessa variável é estacionária.

Tabela 11
Teste ADF para a 1ª. diferença das variáveis, com modelo (5) que considera somente um intercepto

VARIÁVEL	NÚMERO ÓTIMO DE DEFASAGENS	PONTO CRÍTICO* NÍVEL	*t*	ESTATÍSTICA DE TESTE	PRESENÇA DE RAÍZ UNITÁRIA?
1ª. diferença da Balança Comercial	0	1%	-3,615588	-6,877495	Não
		5%	-2,941145		Não
		10%	-2,609066		Não
1ª. diferença da Importação	0	1%	-3,615588	-6,006314	Não
		5%	-2,941145		Não
		10%	-2,609066		Não
1ª. diferença da Exportação	0	1%	-3,615588	-6,182466	Não
		5%	-2,941145		Não
		10%	-2,609066		Não
1ª. diferença do Câmbio	0	1%	-3,615588	-5,447104	Não
		5%	-2,941145		Não
		10%	-2,609066		Não
1ª. diferença do C-Bond	0	1%	-3,615588	-4,145607	Não
		5%	-2,941145		Não
		10%	-2,609066		Não
1ª. diferença do PIB	0	1%	-3,615588	-7,333178	Não
		5%	-2,941145		Não
		10%	-2,609066		Não
1ª. diferença das Importações Mundiais	0	1%	-3,615588	-3,521064	Sim
		5%	-2,941145		Não
		10%	-2,609066		Não

* Teste unicaudal à esquerda.
* Pontos críticos dados por MacKinnon (1991).

Apresenta-se na Tabela 12 a seguir, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, a ordem de integração das variáveis, obtidas considerando-se o modelo (5). Observa-se que, em nenhum dos níveis de significância considerados, é possível afirmar que todas as variáveis possuem uma raiz unitária, pois ao nível de 1% a variável Importações Mundiais é I(2), a variável C-Bond é I(0) aos níveis de 5% e 10% e a variável C-Bond também é I(0) à 10%.

Tabela 12
Ordem de integração das variáveis, para o modelo (5) que considera um intercepto

VARIÁVEIS	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA		
	1%	5%	10%
Balança Comercial	I(1)	I(1)	I(1)
Importação	I(1)	I(0)	I(0)
Exportação	I(1)	I(1)	I(1)
Câmbio	I(1)	I(1)	I(1)
C-Bond	I(1)	I(1)	I(0)
PIB	I(1)	I(1)	I(1)
Import. Mundiais	I(2)	I(1)	I(1)

Apresenta-se na Tabela 13 a seguir, o teste ADF para o modelo (4).

Tabela 13
Teste ADF para o nível das variáveis, com modelo (4) que considera intercepto e tendência

VARIÁVEL	NÚMERO ÓTIMO DE DEFASAGENS	PONTO CRÍTICO*		ESTATÍSTICA DE TESTE	PRESENÇA DE RAÍZ UNITÁRIA?
		NÍVEL	*t*		
Balança Comercial	0	1%	-4,211868	-1,569147	Sim
		5%	-3,529758		Sim
		10%	-3,196411		Sim
Importação	0	1%	-4,211868	-1,566912	Sim
		5%	-3,529758		Sim
		10%	-3,196411		Sim
Exportação	0	1%	-4,211868	-0,832018	Sim
		5%	-3,529758		Sim
		10%	-3,196411		Sim
Câmbio	0	1%	-4,211868	-2,238996	Sim
		5%	-3,529758		Sim
		10%	-3,196411		Sim
C-Bond	1	1%	-4,219126	-2,846421	Sim
		5%	-3,533083		Sim
		10%	-3,198312		Sim
PIB	0	1%	-4,211868	-2,855659	Sim
		5%	-3,529758		Sim
		10%	-3,196411		Sim
Importações Mundiais	1	1%	-4,219126	-0,482609	Sim
		5%	-3,533083		Sim
		10%	-3,198312		Sim

* Teste unicaudal à esquerda.
* Pontos críticos dados por MacKinnon (1991).

Observa-se na Tabela 13 acima que em todas as variáveis analisadas, há presença de raiz unitária, independente do nível de significância considerado, pois a estatística de teste é maior do que o respectivo ponto crítico.

Apresenta-se na Tabela 14 a seguir, o teste ADF para a primeira diferença das variáveis, considerando-se o modelo (4).

Observa-se que a primeira diferença de todas as variáveis não apresentam raiz unitária, pois a estatística de teste é menor do que o respectivo ponto crítico, exceto para a primeira diferença do C-Bond, que ao nível de significância de 1% ainda apresenta raiz unitária. O teste ADF mostra que a segunda diferença dessa variável é estacionária.

Tabela 14
Teste ADF para a 1ª. diferença das variáveis, com modelo (4) que considera intercepto e tendência

VARIÁVEL	NÚMERO ÓTIMO DE DEFASAGENS	PONTO CRÍTICO* NÍVEL	*t*	ESTATÍSTICA DE TESTE	PRESENÇA DE RAÍZ UNITÁRIA?
1ª. diferença da Balança Comercial	1	1%	-4,226815	-6,833427	Não
		5%	-3,536601		Não
		10%	-3,200320		Não
1ª. diferença da Importação	0	1%	-4,219126	-6,075346	Não
		5%	-3,533083		Não
		10%	-3,198312		Não
1ª. diferença da Exportação	0	1%	-4,219126	-6,452546	Não
		5%	-3,533083		Não
		10%	-3,198312		Não
1ª. diferença do Câmbio	0	1%	-4,219126	-5,376078	Não
		5%	-3,533083		Não
		10%	-3,198312		Não
1ª. diferença do C-Bond	0	1%	-4,219126	-4,087911	Sim
		5%	-3,533083		Não
		10%	-3,198312		Não
1ª. diferença do PIB	0	1%	-4,219126	-7,210154	Não
		5%	-3,533083		Não
		10%	-3,198312		Não
1ª. diferença das Importações Mundiais	0	1%	-4,219126	-4,236380	Não
		5%	-3,533083		Não
		10%	-3,198312		Não

* Teste unicaudal à esquerda.
* Pontos críticos dados por MacKinnon (1991).

Apresenta-se na Tabela 15 a seguir, para os níveis de significância de 1%, 5% e 10%, a ordem de integração das variáveis, obtidas considerando-se o modelo (4). Observa-se que para os níveis de significância de 5% e de10%, conclui-se que todas as variáveis consideradas possuem uma raiz unitária. O mesmo não se pode afirmar ao nível de 1%, uma vez que a variável C-Bond possui duas raízes unitárias.

Tabela 15
Ordem de integração das variáveis, para o modelo (4) que considera intercepto e tendência

VARIÁVEIS	NÍVEL DE SIGNIFICÂNCIA		
	1%	5%	10%
Balança Comercial	I(1)	I(1)	I(1)
Importação	I(1)	I(1)	I(1)
Exportação	I(1)	I(1)	I(1)
Câmbio	I(1)	I(1)	I(1)
C-Bond	I(2)	I(1)	I(1)
PIB	I(1)	I(1)	I(1)
Import.Mundiais	I(1)	I(1)	I(1)

Observa-se que é possível chegar a diferentes conclusões sobre as ordens de integração das variáveis, dependendo do nível de significância e do modelo utilizado. Uma metodologia que poderia ser utilizada seria escolher o modelo (4) que inclui o intercepto e a tendência linear, uma vez que os outros são casos especiais desse, quando o parâmetro que multiplica o intercepto, ou a tendência, é nulo. Entretanto, incluir regressores irrelevantes no modelo irá reduzir o poder do teste. A recomendação é escolher o modelo que seja razoável para descrever os dados. Para uma discussão desse assunto, veja Hamilton (1994, p.501).

Para o teste de co-integração de Johansen diferentes suposições são possíveis com relação à presença, ou ausência, do intercepto e da tendência na equação de co-integração e nas séries de dados. Enumera-se essas suposições na Tabela 16 a seguir. Ambos os casos supõem que há uma tendência linear na série de dados. A suposição 1 é de que a equação de co-integração, possui um intercepto, mas não uma tendência, enquanto a suposição 2 é de que a equação de co-integração possui um intercepto e uma tendência.

Tabela 16
Possíveis suposições sobre a presença do intercepto e da tendência no teste de Johansen

		Suposição	
		1	**2**
Na Série	Tendência	Linear	Linear
Na Equação de Co-integração	Intercepto	Sim	Sim
	Tendência	Não	Sim

Apesar de se entender que a suposição 2 seja a mais adequada às séries abordadas nesse estudo, apresenta-se, para as variáveis Balança Comercial, Exportação e Importação, respectivamente, nas seções 8.1, 8.2 e 8.3 a seguir, os resultados obtidos sobre o número de equações de co-integração entre essas variáveis e as variáveis independentes: Câmbio Real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais, também para quando se considera a suposição 1, citada na Tabela 16. Todos os testes baseam-se nos pontos críticos dados por MacKinnon, Haug e Michelis (1999). Obtêm-se as mesmas conclusões ao se utilizar os pontos críticos dados por Osterwald-Lenum (1992).

8.1 Balança Comercial

Apresenta-se nas Tabela 17 e 18 a seguir, o teste de Johansen, para o número de vetores de co-integração entre a Balança Comercial e as variáveis independentes: Câmbio Real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais, baseado nas estatísticas de teste $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{\max}$, dadas em (9) e (10), respectivamente. Utiliza-se a suposição 1 (veja Tabela 16) para se obter os resultados da Tabela 17, enquanto os resultados da Tabela 18, são obtidos ao se utilizar à suposição 2.

Tabela 17
Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 1)

H_0: Nº de Equações de Co-integração	Autovalor	Estatística de Teste ($\lambda_{traço}$)	Ponto Crítico 5%*	Estatística de Teste ($\lambda_{\max}$)	Ponto Crítico 5%*
Nenhuma	0,545876	75,82664	69,81889	29,99666	33,87687
No máximo 1	0,468275	45,82998	47,85613	-	-

* pontos críticos dados por MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
* teste unicaudal à direita

Observa-se na Tabela 17 que, ao se basear o teste de Johansen na estatística de teste $\lambda_{traço}$, rejeita-se a hipótese "H_0 = não há vetores de co-integração", pois a estatística de teste (75,82664) é maior do que o respectivo ponto crítico, ao nível de 5% (69,81889). A hipótese "H_0 = existe no máximo um vetor de co-integração" não deve ser rejeitada, pois a estatística de teste (45,82998) é menor do que o respectivo ponto crítico (47,85613). Assim, sob a suposição 1, o teste de Johansen baseado no $\lambda_{traço}$ indica que existe um vetor de co-integração. Ainda sob a mesma suposição, mas baseando-se o teste de Johansen na estatística $\lambda_{\max}$, não se rejeita a hipótese "H_0 = não há vetores de co-integração", pois a estatística de teste (29,99666) é menor do que o respectivo ponto crítico, ao nível de 5% (33,87687). Assim, sob a suposição 1, o teste de Johansen baseado no $\lambda_{\max}$, indica não existir vetores de co-integração e, dessa forma, não é necessário realizar esse teste sob a hipótese "H_0 = existe no máximo um vetor de co-integração".

Verifica-se na Tabela 18 a seguir, as conclusões do teste de Johansen para o número de vetores de co-integração existente entre a variável Balança Comercial e as demais variáveis independentes, ao se considerar a presença de um intercepto e de uma tendência (suposição 2).

Tabela 18
Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 2)

H_0: N° de Equações de Co-integração	**Autovalor**	**Estatística de Teste ($\lambda_{traço}$)**	**Ponto Crítico 5%***	**Estatística de Teste ($\lambda_{\max}$)**	**Ponto Crítico 5%***
Nenhuma	0,581417	98,74804	88,80380	33,09347	38,33101
No máximo 1	0,481937	65,65457	63,87610	-	-
No máximo 2	0,431302	40,66354	42,91525	-	-

* pontos críticos dados por MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
* teste unicaudal à direita

Observa-se na Tabela 18 que, ao se basear o teste de Johansen na estatística de teste $\lambda_{traço}$, rejeita-se a hipótese "H_0 = não há vetores de co-integração", pois a estatística de teste (98,74804) é maior do que o respectivo ponto crítico, ao nível de 5% (88,80380). Rejeita-se também a hipótese "H_0 = existe no máximo um vetor de co-integração", pois a estatística de teste (65,65457) também é maior do que o respectivo ponto crítico (63,87610), entretanto, não se deve rejeitar a hipótese "H_0 = existe no máximo dois vetores de co-integração", pois a estatística de teste (40,66354) é menor do que o respectivo ponto crítico (42,91525). Assim, sob a suposição 2, o teste de Johansen baseado no $\lambda_{traço}$ indica que existem dois vetores de co-integração. Ainda sob a mesma suposição, mas baseando-se o teste de Johansen na estatística $\lambda_{\max}$, não se rejeita a hipótese "H_0 = não há vetores de co-integração", pois a estatística de teste (33,09347) é menor do que o respectivo ponto crítico (38,33101). Assim, sob a suposição 2, o teste de Johansen baseado no $\lambda_{\max}$, indica não existir vetores de co-integração e não é necessário realizar esse teste sob a hipótese "H_0 = existe no máximo um vetor de co-integração".

Apresenta-se na Tabela 19 a seguir, as conclusões do teste de Johansen apresentados nas Tabela 17 e Tabela 18, sobre o número de vetores de co-integração entre a Balança Comercial e as demais variáveis independentes.

Observa-se que diferentes conclusões são possíveis, acerca do número de vetores de co-integração, dependendo da suposição e da estatística de teste utilizada.

Tabela 19
Número de equações de co-integração de acordo com a suposição utilizada

Estatística de teste	Suposição 1	Suposição 2
$\lambda_{traço}$	1	2
$\lambda_{\max}$	0	0

Como o teste baseado na estatística de teste $\lambda_{traço}$, indica existir vetor(es) de co-integração entre a Balança Comercial e as variáveis independentes: Câmbio Real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais, apresenta-se na Tabela 20 a seguir, os vetores de co-integração obtidos pelo método de Johansen, para os casos que em se considera as duas diferentes suposições sobre a presença do intercepto e da tendência (veja Tabela 16). A análise da significância econômica desses vetores deve ser realizada invertendo-se os sinais das estimativas.

Observa-se na Tabela 20 a seguir que, ao se utilizar à suposição 1, não se obteve uma estimativa significante para o parâmetro que multiplica a variável Câmbio, além do fato que, invertendo-se o sinal dessa estimativa, tem-se uma estimativa negativa (-1383,703), o que está em desacordo com o modelo de Mundell-Fleming (veja seção 6.1). Portanto, esse vetor, obtido sob a suposição 1, é inválido por ser incoerente com a teoria econômica.

Tabela 20
Vetores de co-integração para a Balança Comercial

Variáveis	Suposição 1	Suposição 2	
		1º Vetor de Co-integração	2º Vetor de Co-integração
	Estimativas (Desvio Padrão) [Estatística *t*]	Estimativas (Desvio Padrão) [Estatística *t*]	Estimativas (Desvio Padrão) [Estatística *t*]
BC_{t-1}	1,000000	1,000000	0,000000
$CÂMBIO_{t-1}$	1383,703 (1291,29) [1,07156]	0,000000	1,000000
$CBOND_{t-1}$	-1,819436 (0,76036) [-2,39285]*	-25,37873 (4,86883) [-5,21249]*	0,005067 (0,00107) [4,72598]*
PIB_{t-1}	44945,03 (6179,73) [7,27298]*	-102305,2 (52650,1) [-1,94312]**	31,94133 (11,5952) [2,75471]*
$IMPMUND_{t-1}$	-22435,77 (1824,38) [-12,2977]*	-90451,45 (19817,1) [-4,56431]*	15,80560 (4,36434) [3,62154]*
Tendência	-	1144,435 (279,171) [4,09940]*	-0,276535 (0,06148) [-4,49783]*
Intercepto	-42359,78	2097594,0	-481,7654

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Considera-se que o modelo que supõem a presença de intercepto e tendência na equação de co-integração, além de tendência nas séries (suposição 2), o mais adequado. Apresenta-se também na Tabela 20 acima, os dois vetores de co-integração obtidos pelo método de Johansen e observa-se que ambos vetores apresentam estimativas estatisticamente significantes.

Apresenta-se na Tabela 21 a seguir, o VEC que considera os dois vetores obtidos ao se utilizar a suposição 2 no método de Johansen. Entretanto, Gonzaga e Corseuil (1997) ressaltam que

> "[...] no caso de dois vetores de co-integração, perde-se o significado de relação de longo prazo compartilhada pelas variáveis, como se interpreta no caso de apenas um vetor de co-integração. O motivo é que, na verdade, o que é estimado é o sub-espaço de co-integração […]. Em compensação, é possível testar (via testes de razão de verossimilhança) se algum vetor de co-integração sugerido pela literatura faz parte do sub-espaço aqui estimado. O problema é que a teoria só nos informa a respeito dos sinais, mas nada sobre a magnitude dos coeficientes […]".

Esses testes não serão executados neste trabalho, sugerindo-os para trabalhos futuros.

Dessa forma, sobre o VEC que se apresenta na Tabela 21 abaixo, é possível somente observar o significado da relação de curto prazo que as variáveis independentes exercem sobre a balança comercial brasileira. Observa-se nessa tabela que somente as estimativas que multiplicam os vetores de co-integração e a variável Importações Mundiais são estatisticamente significantes, sendo que para essa última à estimativa foi de 13577,36, o que nos leva a concluir que, *ceteris paribus*, uma variação de 1% nas importações mundiais foram seguidas, no curto prazo, por uma variação média de aproximadamente US$ 135,77 milhões na balança comercial brasileira no período sob estudo. Esse resultado está próximo daquele apresentado na seção 6.1. As estimativas das demais variáveis não são estatisticamente significantes. Conclui-se, assim, que variações no PIB, no C-Bond e na taxa de câmbio real não afetam, no curto prazo, o saldo da balança comercial brasileira.

Tabela 21
Vetor de Correção de Erro para a Balança Comercial

VEC	ΔBC_t		
	Estimativas	**Desvio Padrão**	**Estatística *t***
1º Vetor de Co-integração	-0,448246	0,24752	-1,81091**
2º Vetor de Co-integração	-2033,491	1110,03	-1,83193**
ΔBC_{t-1}	0,006234	0,19485	0,03199
$\Delta CÂMBIO_{t-1}$	-107,3566	2686,97	0,03995
$\Delta CBOND_{t-1}$	1,132523	1,17905	0,96054
ΔPIB_{t-1}	-7357,967	9356,94	-0,78636
$\Delta IMPMUND_{t-1}$	13577,36	6443,43	2,10716*
Intercepto	94,07117	190,074	0,49492

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Portanto, da análise realizada, conclui-se que existe um relacionamento de longo prazo entre a balança comercial brasileira e as demais variáveis econômicas incluídas nesse estudo (taxa de câmbio real, C-Bond, PIB e importações mundiais). Entretanto, não foi possível determinar a magnitude do impacto de cada uma dessas variáveis sobre o saldo da balança comercial, no longo prazo, em virtude do teste de

Johansen indicar a existência de dois vetores de co-integração. No curto prazo, observa-se que o impacto das variações das importações mundiais sobre o saldo da balança comercial brasileira é estatisticamente significante. Observa-se, todavia, que a estimativa que multiplica a variável Câmbio apresenta-se com o sinal contrário ao esperado pela teoria econômica e que a mesma não é estatisticamente significante. Assim, não se vê evidências que possibilite afirmar que a balança comercial sofra impactos significativos causados pelas variações da taxa de câmbio.

8.2 Exportação

Apresenta-se nas Tabela 22 e 23 a seguir, o teste de Johansen, para o número de vetores de co-integração entre a Exportação e as variáveis independentes: Câmbio Real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais, baseado nas estatísticas de teste $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{\max}$, dadas em (9) e (10), respectivamente. Utiliza-se a suposição 1 (veja Tabela 16) para se obter os resultados da Tabela 22, enquanto os resultados da Tabela 23, são obtidos ao se utilizar à suposição 2.

Tabela 22
Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 1)

H_0: Nº de Equações de Co-integração	**Autovalor**	**Estatística de Teste ($\lambda_{traço}$)**	**Ponto Crítico 5%***	**Estatística de Teste ($\lambda_{\max}$)**	**Ponto Crítico 5%***
Nenhuma	0,552406	66,36596	69,81889	30,54702	33,87687
No máximo 1	0,365140	-	-	-	-

* pontos críticos dados por MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
* teste unicaudal à direita

Observa-se na Tabela 22 que, ao se basear o teste de Johansen na estatística de teste $\lambda_{traço}$, não se rejeita a hipótese "H_0 = não há vetores de co-integração", pois a estatística de teste (66,36596) é menor do que o respectivo ponto crítico, ao nível de 5% (69,81889). Assim, sob a suposição 1, o teste de Johansen baseado no $\lambda_{traço}$ indica que não existe um vetor de co-integração e, dessa forma, não é necessário realizar esse teste sob a hipótese "H_0 = existe no máximo um vetor de co-integração". Ainda sob a mesma suposição, mas baseando-se o teste de

Johansen na estatística $\lambda_{\max}$, também não se rejeita a hipótese "H_0 = não há vetores de co-integração", pois a estatística de teste (29,99666) é menor do que o respectivo ponto crítico, ao nível de 5% (33,87687). Assim, sob a suposição 1, o teste de Johansen baseado no $\lambda_{\max}$, indica não existir não vetores de co-integração. Portanto, os resultados do teste de Johansen evidenciam não existir vetor de co-integração, considerando-se a ausência da tendência no modelo (suposição 1).

Verifica-se na Tabela 23 a seguir, as conclusões do teste de Johansen para o número de vetores de co-integração existente entre a variável Exportação e as demais variáveis independentes, ao se considerar a presença de um intercepto e de uma tendência (suposição 2).

Tabela 23
Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 2)

H_0: N^o de Equações de Co-integração	**Autovalor**	**Estatística de Teste ($\lambda_{traço}$)**	**Ponto Crítico 5%***	**Estatística de Teste ($\lambda_{\max}$)**	**Ponto Crítico 5%***
Nenhuma	0,581941	89,99208	88,80380	33,14103	38,33101
No máximo 1	0,439819	56,85105	63,87610	-	-

* pontos críticos dados por MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
* teste unicaudal à direita

Observa-se na Tabela 23 que, ao se basear o teste de Johansen na estatística de teste $\lambda_{traço}$, rejeita-se a hipótese "H_0 = não há vetores de co-integração", pois a estatística de teste (89,99208) é maior do que o respectivo ponto crítico, ao nível de 5% (88,80380). Entretanto, não se rejeita a hipótese "H_0 = existe no máximo um vetor de co-integração", pois a estatística de teste (56,85105) é menor do que o respectivo ponto crítico (63,87610). Assim, sob a suposição 2, o teste de Johansen baseado no $\lambda_{traço}$ indica que existe um vetor de co-integração. Ainda sob a mesma suposição, mas baseando-se o teste de Johansen na estatística $\lambda_{\max}$, não se rejeita a hipótese "H_0 = não há vetores de co-integração", pois a estatística de teste (33,14103) é menor do que o respectivo ponto crítico (38,33101). Assim, sob a suposição 2, o teste de Johansen baseado no $\lambda_{\max}$, indica não existir vetores de co-integração e, dessa forma, não é necessário realizar esse teste sob a hipótese "H_0 = existe no máximo um vetor de co-integração".

Apresenta-se na Tabela 24 a seguir, as conclusões do teste de Johansen apresentados nas Tabela 22 e Tabela 23, sobre o número de vetores de co-integração entre a Exportação e as demais variáveis independentes. Observa-se que diferentes conclusões são possíveis, acerca do número de vetores de co-integração, dependendo da suposição e da estatística de teste utilizada.

Tabela 24
Número de equações de co-integração de acordo com a suposição utilizada

Estatística de teste	Suposição	
	1	2
$\lambda_{traço}$	0	1
$\lambda_{\max}$	0	0

Como o teste baseado na estatística de teste $\lambda_{traço}$, sob a suposição 2, indica existir vetor de co-integração entre a Exportação e as variáveis independentes: Câmbio Real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais, apresenta-se na Tabela 25 a seguir, o vetor obtido pelo método de Johansen, sob essa suposição. Observa-se nessa tabela que se obteve, invertendo-se o sinal, uma estimativa positiva e estatisticamente significante de 0,962920 para o parâmetro que multiplica a variável Importações Mundiais. Para o parâmetro que multiplica a variável Câmbio, obteve-se uma estimativa de -0,375298. Esse resultado é contrário ao que se espera pelo modelo de Mundell-Fleming.

Tabela 25
Vetores de co-integração para a Exportação

Variáveis	Suposição 2		
	Estimativas	Desvio Padrão	Estatística *t*
EXP_{t-1}	1,000000	-	-
$CÂMBIO_{t-1}$	0,375298	0,18521	2,02639*
$CBOND_{t-1}$	0,000167	0,000075	2,22484*
PIB_{t-1}	2,431486	0,57311	4,24260*
$IMPMUND_{t-1}$	-0,962920	0,22300	-4,31794*
Tendência	-0,013998	0,00474	-2,95599*
Intercepto	-16,67368	-	-

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Apesar do teste de Johansen indicar a existência de um vetor de co-integração, verifica-se a falta de significância econômica desse vetor. Portanto, conclui-se não haver um relacionamento de longo prazo entre as variáveis Câmbio, C-Bond, PIB e Importações Mundiais, na forma como proposta no modelo (2).

Dessa forma, apesar da não significância econômica desse vetor de co-integração, o mesmo será utilizado na estimativa de um VEC que possibilitará uma análise do impacto da taxa de câmbio real no curto prazo.

Apresenta-se na Tabela 26 a seguir, o VEC que considera o vetor de co-integração determinado pelo método de Johansen e apresentado acima. Observa-se nessa tabela que, apesar de ambas estimativas dos parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio e Importações Mundiais serem economicamente coerentes com a teoria econômica, ou seja, positivas (0,140151 e 1,371293), somente a segunda estimativa é estatisticamente significante. Dessa forma, conclui-se que variações na taxa de câmbio não causaram variações significativas nas exportações brasileiras no curto prazo, enquanto que, *ceteris paribus*, variações de 1% nas importações mundiais foram seguidas por variações médias de 1,37% nas exportações brasileiras no período considerado nesse estudo. Observa-se ainda a significância estatística do relacionamento de longo prazo (vetor de co-integração), pois a estatística do *t* (-2,62522) está fora do intervalo dado pelos pontos críticos a 5% (± 2,02).

Tabela 26
Vetor de Correção de Erro para a Exportação

VEC	ΔEXP_t		
	Estimativas	**Desvio Padrão**	**Estatística *t***
Vetor de Co-integração	-0,291675	0,11110	-2,62522*
ΔEXP_{t-1}	-0,173617	0,14793	-1,17368
$\Delta CÂMBIO_{t-1}$	0,140151	0,12960	1,08141
$\Delta CBOND_{t-1}$	0,0000314	0,000062	0,50890
ΔPIB_{t-1}	-0,155837	0,35689	-0,43666
$\Delta IMPMUND_{t-1}$	1,371293	0,34678	3,95441*
Intercepto	0,001930	0,00941	0,20514

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).

** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Portanto, da análise realizada, conclui-se que não há um equilíbrio de longo prazo entre as exportações brasileiras e as demais variáveis econômicas incluídas nesse estudo (taxa de câmbio real, C-Bond, PIB e Importações Mundiais), em função do vetor de co-integração obtido pelo método de Johansen, não ser coerente com o modelo de Mundell-Fleming. No curto prazo, conclui-se que as variações na taxa de câmbio não causam impactos significativos nas exportações, em função da não significância estatística da estimativa obtida no VEC, veja Tabela 26.

Os resultados dessa análise, de que a taxa de câmbio tem pouca influência nas exportações, explica o que se observa atualmente na economia brasileira: apreciação da taxa de câmbio e aumento das exportações. A explicação é que isso ocorre porque o crescimento das importações mundiais gera um estímulo nas exportações brasileiras capaz de superar o desestímulo gerado pela apreciação da taxa de câmbio levando a um crescimento das exportações (veja Figura 6 na seção 6.2.2).

8.3 Importação

Apresenta-se nas Tabela 27 e 28 a seguir, o teste de Johansen, para o número de vetores de co-integração entre a Importação e as variáveis independentes: Câmbio Real, C-Bond e PIB, baseado nas estatísticas de teste $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{\max}$, dadas em (9) e (10), respectivamente. Utiliza-se a suposição 1 (veja Tabela 16) para se obter os resultados da Tabela 27, enquanto os resultados da Tabela 28, são obtidos ao se utilizar a suposição 2.

Observa-se na Tabela 27 a seguir, que, ao se utilizar a suposição 1, dado que os testes são unicaudais à direita, ambos rejeitam a hipótese nula de que não existem vetores de co-integração, pois as estatísticas de teste ($\lambda_{traço}$ = 51,95289 e $\lambda_{\max}$ = 34,90427) são maiores do que os respectivos pontos críticos (47,85613 e 27,58434). Entretanto, não se rejeita a hipótese nula de que exista no máximo uma equação de co-integração, pois as estatísticas de teste ($\lambda_{traço}$ = 17,04862 e

$\lambda_{\max}$=10,39088) são menores do que os respectivos pontos críticos (29,79707 e 21,13162).

Tabela 27
Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 1)

H_0: Nº de Equações de Co-integração	Autovalor	Estatística de Teste ($\lambda_{traço}$)	Ponto Crítico 5%*	Estatística de Teste ($\lambda_{\max}$)	Ponto Crítico 5%*
Nenhuma	0,600896	51,95289	47,85613	34,90427	27,58434
No máximo 1	0,239245	17,04862	29,79707	10,39088	21,13162

* pontos críticos dados por MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
* teste unicaudal à direita

Observa-se na Tabela 28 a seguir, que ao se utilizar a suposição 2, pelo teste baseado na estatística $\lambda_{traço}$, não rejeita-se a hipótese nula de que não existem vetores de co-integração, pois a estatística de teste (62,23972) é menor do que o ponto crítico à 5% (63,87610). O teste baseado na estatística $\lambda_{\max}$ rejeita a hipótese nula de que não existe vetores de co-integração, uma vez que a estatística de teste (36,44195) é maior do que o ponto crítico (32,11832). Entretanto, não se rejeita a hipótese nula de que existe no máximo um vetor de co-integração, pois a estatística de teste (14,67487) é menor do que o ponto crítico (25,82321). Assim, conclui-se que os testes baseados nas estatísticas de teste $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{\max}$ indicam, respectivamente, a existência de 1 e 0 (zero) vetor de co-integração.

Tabela 28
Teste de Johansen para o número de equações de co-integração (usando suposição 2)

H_0: Nº de Equações de Co-integração	Autovalor	Estatística de Teste ($\lambda_{traço}$)	Ponto Crítico 5%*	Estatística de Teste ($\lambda_{\max}$)	Ponto Crítico 5%*
Nenhuma	0,616724	62,23972	63,87610	36,44195	32,11832
No máximo 1	0,320352	25,79777	42,91525	14,67487	25,82321

* pontos críticos dados por MacKinnon, Haug e Michelis (1999).
* teste unicaudal à direita

Apresenta-se na Tabela 29 a seguir, as conclusões do teste de Johansen apresentados nas Tabela 27 e Tabela 28, sobre o número de vetores de co-integração entre a Importação e as demais variáveis independentes. Observa-se

que, para a suposição 1, os testes $\lambda_{traço}$ e $\lambda_{\max}$ indicam existir uma equação de co-integração, enquanto que, para a suposição 2, o teste $\lambda_{traço}$ indica não haver vetor de co-integração e o teste $\lambda_{\max}$ indica haver um vetor de co-integração.

Tabela 29
Número de equações de co-integração de acordo com a suposição utilizada

Estatística de teste	Suposição 1	Suposição 2
$\lambda_{traço}$	1	0
$\lambda_{\max}$	1	1

Apresenta-se na Tabela 30 a seguir, os vetores de co-integração, obtidos pelo método de Johansen, entre a Importação e as variáveis independentes: Câmbio Real, C-Bond e PIB, para os casos que em se considera as diferentes suposições sobre a presença do intercepto e da tendência, citadas na Tabela 16. Observa-se que somente o vetor obtido ao se utilizar a suposição 2 é economicamente significante, ou seja, coerente com o modelo de Mundell-Fleming (veja seção 6.3), pois, no vetor obtido utilizando-se a suposição 1, ao se inverter o sinal da estimativa do parâmetro que multiplica a variável Câmbio, obtém-se uma estimativa positiva, o que não está de acordo com a teoria do modelo de Mundell-Fleming.

Observa-se ainda no vetor de co-integração, obtido ao se utilizar à suposição 2, que as estimativas dos parâmetros que multiplicam as variáveis Câmbio e PIB (respectivamente, -0,151894 e 0,506855, invertendo-se os sinais) não são estatisticamente significantes.

Tabela 30
Vetores de co-integração para a Importação

Variáveis	Suposição 1	Suposição 2
	Estimativas (Desvio Padrão) [Estatística *t*]	**Estimativas (Desvio Padrão) [Estatística *t*]**
IMP_{t-1}	1,000000	1,000000
$CÂMBIO_{t-1}$	-0,125336 (0,06454) [-1,94189]**	0,151894 (0,18070) [0,84061]
$CBOND_{t-1}$	0,000519 (0,000059) [8,77929]*	0,000420 (0,000068) [6,14574]*
PIB_{t-1}	-0,171602 (0,59227) [-0,28974]	-0,506855 (0,53566) [-0,94623]
Tendência	-	-0,005121 (0,00356) [-1,43937]
Intercepto	-8,005332	-6,422632

* Significante (≠ 0) à 5% (ponto crítico: ± 2,02).
** Significante (≠ 0) à 10% (ponto crítico: ± 1,69).
Teste bi-caudal

Portanto, como as estimativas que multiplicam as variáveis Câmbio e PIB não são estatisticamente significantes no vetor de co-integração, conclui-se não haver um equilíbrio de longo prazo para as importações brasileiras e, assim, depreende-se ser incoerente obter um VEC que utiliza esse vetor, estatisticamente não significante, para conciliar o comportamento de curto prazo das variáveis econômicas com seu comportamento de longo prazo.

9 CONCLUSÃO

O objetivo desse trabalho era verificar empiricamente se a taxa de câmbio real está relacionada com o saldo da balança comercial brasileira. Para isso utilizou-se dados trimestrais do período de 1995 a 2004 e modelou-se a balança comercial brasileira como função da taxa de câmbio real, do C-Bond, do PIB *per capita* brasileiro e das Importações Mundiais.

Os resultados obtidos com uma análise de regressão evidenciam que a influência da taxa de câmbio real sobre a balança comercial é menor do que a influência das importações mundiais. As mesmas conclusões foram obtidas ao se trabalhar exclusivamente com as exportações brasileiras.

Testou-se, também, se a taxa de câmbio real está relacionada com as importações brasileiras. Utilizou-se um modelo que considera a importação como função das variáveis taxa de câmbio real, do C-Bond, do PIB *per capita* brasileiro e também se verificou a pequena influência da taxa de câmbio real. Nesse caso, é o PIB brasileiro que tem um maior impacto sobre as importações brasileiras.

Testou-se ainda a existência de uma relação de longo prazo para a balança comercial e para as exportações e importações brasileiras.

Utilizou-se o teste ADF para verificar a presença de uma raiz unitária nas variáveis incluídas nos modelos, concluindo-se que, sob certas condições, todas são *I(1)*.

A análise de co-integração, realizada utilizando-se o teste de Johansen, mostrou a existência de dois vetores de co-integração entre a balança comercial e as demais variáveis incluídas no modelo. Com a existência desses dois vetores não foi possível tirar conclusões para as estimativas de longo prazo. No curto prazo, através do Vetor de Correção de Erros (VEC) que considera esses vetores de co-integração, não se vê evidências que possibilite afirmar que a balança comercial sofra impactos significativos causados pelas variações da taxa de câmbio.

Para as exportações e importações brasileiras, o teste de Johansen indicou a existência de um relacionamento de longo prazo entre essas variáveis e as variáveis

incluídas nos respectivos modelos. Esse relacionamento é dado através de somente um vetor de co-integração para a exportação e um para a importação.

Todavia, para as importações brasileiras também não foi possível afirmar sobre a magnitude do impacto da taxa de câmbio real devido a não significância das estimativas que compõem o vetor de co-integração.

O vetor de co-integração obtido para as exportações brasileiras apresenta uma estimativa para o parâmetro que multiplica a variável Câmbio, incoerente com o modelo de Mundell-Feming. Dessa forma, conclui-se não haver um equilíbrio de longo prazo entre as variáveis incluídas no modelo para as exportações brasileiras. Utiliza-se esse vetor de co-integração para obtenção de um VEC e se obtém estimativas economicamente coerentes, mas a estimativa para o parâmetro que multiplica a variável Câmbio não é significante, indicando que variações da taxa de câmbio real, no curto prazo, não causam impactos significativos nas exportações brasileiras.

Dessa forma, obteve-se variantes dos modelos com os sinais coerentes com o modelo de Mundell-Fleming, mostrando que a taxa de câmbio real está relacionada com a balança comercial, com as exportações e com as importações brasileiras. Porém, nas análises realizadas obteve-se evidências de que a magnitude do impacto da taxa de câmbio real ou, não é estatisticamente significante, ou é inferior ao impacto de outras variáveis. Assim, entende-se estéril essa discussão que se observa na mídia, nos meios empresariais e acadêmicos de que seja necessário “dar câmbio” ao exportador, com a falsa impressão de que ele seja imprescindível ao saldo positivo da balança comercial brasileira, no momento ora observado.

Finaliza-se essa pesquisa com a sugestão de outros trabalhos que visem (i) avaliar a rentabilidade das empresas exportadoras no período deste estudo, para verificar quão importante tenha sido, para elas, a taxa de câmbio real; (ii) verificar quais setores estão realmente à margem do esforço exportador brasileiro, efetivamente devido à taxa de câmbio real. Entende-se, também, que a inserção de outros agentes econômicos, ou até mesmo desses agentes marginais ao processo exportador brasileiro, possa se dar pelo avanço na solução de questões, tais como, a redução da dívida pública, a redução da carga tributária e reformas que possibilitem o investimento no país, gerando condições sustentáveis para um crescimento de longo prazo e o incremento do comércio internacional.

10 REFERÊNCIAS

BLANCHARD, Olivier. **Macroeconomia:** teoria e política econômica. Campus: 1999.

BROOKS, Chris. **Introductory econometrics for finance**. Cambridge: Cambridge University Press, 2002.

DICKEY, David A. **Hypothesis testing for nonstationary time series**. Unpublished manuscript, Iowa State University, Ames, IA, 1975.

DICKEY, David A., FULLER, Wayne A. **Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root**. Journal of the American Statistical Association, vol. 74, 427-431, 1979.

DORNBUSCH, Rudiger, FISCHER, Stanley. **Macroeconomia**. 5. ed. São Paulo: McGraw-Hill, 1991.

ENGLE, R. F., GRANGER, C.W.J. **Cointegration and error correction: representation, estimation and testing**. Econometric: vol.55, n.2, 1987.

FERREIRA, Afonso H. B. **Testes de Granger-causalidade para a balança comercial**. RBE, vol.47, n.1, jan-mar, 1993.

FLEMING, J. M. **Domestic financial policy under fixed and under floating exchange rates**. International Monetary Fund Staff Papers, vol. 9. n.1. Washington, 1962.

GIL, Antonio C. **Como elaborar projetos de pesquisa**. 3. ed. São Paulo: Makron Books, 1996.

GONZAGA, Gustavo, CORSEUIL, Carlos H. **Emprego industrial no Brasil:** uma análise de curto e longo prazos. Texto para discussão n.381. Rio de Janeiro: PUC, dez, 1997.

GREENE, William H. **Econometric analysis**. 3. ed. New Jersey: Prentice Hall, 1997.

GUJARATI, Damodar N. **Econometria básica**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 1996.

HAMILTON, James D. **Time series analysis**. Princeton University Press, 1994.

IPEA, Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada. **Séries temporais**. Disponível em: <http://www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 27 abr. 2005.

JOHANSEN, S. **Statistical analisys of cointegration vectors**, Journal of Economic Dynamics and Control, vol. 12, 231-54, 1988.

JOHANSEN, S., JUSELIUS, K. **Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 52, 169-210, 1990.

JOHNSTON, J., DiNARDO, J. **Econometric methods**. McGraw-Hill, 4. ed. 1997.

KANNEBLEY Jr, Sérgio. **Desempenho exportador brasileiro recente e taxa de câmbio real: uma análise setorial**. RBE, vol.56, n.3, jul-set, 1981.

KRUGMAN, Paul R., OBSTFELD, Maurice. **Economia internacional**. Teoria e Política. 5 ed. São Paulo: Makron Books, 2001.

LIMA, Gerson, HARTMANN, Patrícia A. O Movimento de Capitais Externos e o Crescimento Econômico. Revista FAE, Curitiba, v.4, n.3, p.13-24, set/dez. 2001.

MACKINNON, James G., **Critical values for cointegration tests**. Engle and C. W. J. Granger (eds.), Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration, Oxford: Oxford University Press, 1991.

MACKINNON, J.G., HAUG, A.A., MICHELIS, L. **Numerical distribution functions of likelihood ratio tests for cointegration**. Journal of Applied Econometrics, vol. 14, 563-577, 1999.

MOLLO, Maria L. R., SILVA, Maria L. F. **Regimes de câmbio: notas sobre traços monetários ortodoxos e heterodoxos**. UNB Depto Economia. Série Textos Didáticos: 1996.

MUNDELL, Robert A. **Capital mobility and stabilization policy under fixed and flexible exchange rates**. The Canadian Journal of Economics and Political Science: vol. 29 n.4, nov. 1963.

NUNES, João Marcus M. **Balança comercial e taxa de câmbio real**: uma análise de co-integração. Revista Economia Política, v.14, n.1(53), jan/mar.1994.

OSTERWALD-LENUM, M. **A note with quantiles of the asymptotic distribution of the ml cointegration rank test statistics**. Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 54, 461-72, 1992.

PASTORE, Affonso C., PINOTTI, Maria C. **Taxa cambial real e os saldos comerciais**. Revista de Economia Política: vol. 15. n.2. abr-jun, 1995.

PHILLIPS, P. C. B. **Understanding spurious regression in Econometrics**. Journal of Econometrics, n.33, 311-340, 1986.

PINDYCK, Robert S., RUBINFELD, Daniel L. **Econometric models and economic forecasts**. 3. ed. McGraw-Hill, 1991.

RESENDE, Marco F. C., GODOY, Nara Rúbia D. **Liquidez internacional e exportações brasileiras 1960-2002**. Texto para discussão 247. Belo Horizonte: UFMG/Cedeplar, 2005.

VERGARA, Sylvia C. **Projetos e relatórios de pesquisa em administração**. 3. ed. São Paulo: Atlas, 2000.

WOOLDRIDGE, Jeffrey M. **Introductory econometrics**. Ohio: Thomson, 2002.

APÊNDICE A – Tabela Dados Trimestrais

A Tabela a seguir apresenta os dados trimestrais das variáveis abordadas nesse estudo coletadas no IPEA.

Tabela A: *Dados trimestrais.*

ANO	Balança Comercial Brasileira (Milhões de US$)	Exportações Brasileiras (Milhões de US$)	Importações Brasileiras (Milhões de US$)	Taxa de Câmbio Real (Índice-média: 2000 = 100)	C-Bond (Pontos-Base)	PIB (Milhões de R$)	Importações Mundiais (Bilhões de US$)
1995-T1	-2287,172	9730,576	12017,748	72,759	1176,784	143063,596	1220,510
1995-T2	-1938,609	11718,608	13657,217	75,465	1113,854	155012,981	1328,140
1995-T3	577,363	12729,022	12151,659	73,887	1017,352	166058,558	1288,420
1995-T4	182,803	12328,077	12145,274	72,585	1024,872	182056,383	1372,120
1996-T1	-465,238	10285,787	10751,025	71,073	796,138	170503,820	1326,890
1996-T2	126,138	12617,016	12490,878	70,304	789,218	189621,018	1356,680
1996-T3	-1261,765	12955,039	14216,804	70,611	685,249	203395,553	1344,280
1996-T4	-3998,176	11888,885	15887,061	71,665	588,495	215366,336	1436,870
1997-T1	-831,972	10656,964	11488,936	70,474	470,349	192912,282	1345,890
1997-T2	-1331,959	14132,241	15464,200	70,417	460,266	212193,997	1419,310
1997-T3	-1685,897	14901,906	16587,803	70,792	413,991	222703,678	1394,420
1997-T4	-2903,059	13303,229	16206,288	72,013	561,374	242933,077	1480,220
1998-T1	-1837,792	11906,772	13744,564	70,367	552,830	210605,740	1362,170
1998-T2	10,733	14074,878	14064,145	70,890	577,695	233103,854	1399,470
1998-T3	-1775,486	13493,826	15269,312	72,390	920,635	233974,098	1357,790
1998-T4	-2971,957	11664,386	14636,343	75,381	1079,968	236504,185	1448,990
1999-T1	-815,501	10045,435	10860,936	106,739	1203,350	221628,837	1351,810
1999-T2	199,682	12405,831	12206,149	100,312	934,786	247581,703	1414,740
1999-T3	-150,121	12581,274	12731,395	107,855	1041,984	241182,214	1445,610
1999-T4	-432,928	12978,905	13411,833	109,301	825,992	263453,213	1585,530
2000-T1	-18,627	12048,108	12066,735	99,526	684,113	250906,721	1564,690
2000-T2	804,392	14104,866	13300,474	99,915	776,029	271619,453	1632,240
2000-T3	-109,575	15246,045	15355,620	98,060	707,595	284896,310	1655,360
2000-T4	-1373,937	13686,576	15060,513	102,496	781,456	293832,594	1702,520
2001-T1	-678,454	13788,428	14466,882	107,026	739,064	279749,154	1628,870
2001-T2	611,493	15138,732	14527,239	117,425	844,951	295374,357	1600,810
2001-T3	1331,564	15446,886	14115,322	127,420	1018,300	302812,461	1538,550
2001-T4	1385,864	13848,597	12462,733	122,528	1050,983	320800,216	1558,460
2002-T1	1027,422	11890,590	10863,168	105,125	810,552	300648,984	1469,150
2002-T2	1558,490	13161,339	11602,849	108,944	1004,180	330657,121	1631,290
2002-T3	5266,261	18466,161	13199,900	135,352	1778,286	343531,573	1694,600
2002-T4	5269,124	16843,695	11574,571	151,902	1830,017	371189,875	1775,970
2003-T1	3804,640	15045,084	11240,444	141,842	1284,860	358800,442	1787,680
2003-T2	6593,291	17957,245	11363,954	120,693	844,610	384404,422	1876,590
2003-T3	7392,305	19788,016	12395,711	118,080	765,222	396731,082	1892,580
2003-T4	7003,688	20293,795	13290,107	119,067	598,833	416246,168	2088,060
2004-T1	6133,537	19448,276	13314,739	121,589	564,379	395682,489	2135,670
2004-T2	8870,972	23858,192	14987,220	126,643	678,729	436031,290	2280,240
2004-T3	10073,214	26971,580	16898,367	124,279	569,145	458138,576	2331,920
2004-T4	8591,847	26197,172	17605,325	119,059	452,793	479349,491	2545,760

APÊNDICE B

As tabelas apresentadas nesse apêndice relacionam as variantes não apresentadas no capítulo 5 desse trabalho. Apesar dessas variantes apresentarem estimativas coerentes com o modelo de Mundell-Fleming, as mesmas não foram detalhadamente mostradas no capítulo 5, por apresentarem somente uma das estimativas dos parâmetros β_2 e β_5 significantes, ou por apresentarem resíduos não adequados (não-normais ou heterocedásticos ou autocorrelacionados).

Relaciona-se nas tabelas abaixo apenas as defasagens das variáveis Câmbio, C-Bond, PIB (ou Ciclo) e Importações Mundiais, nessa ordem. Assim, por exemplo, a seqüência "3102", significa que é a variante com uma defasagem de três trimestres para a variável Câmbio, um trimestre para a variável C-Bond, nenhuma defasagem para a variável PIB (ou Ciclo) e uma defasagem de dois trimestres para a variável Importações Mundiais. As seqüências que são seguidas de *** (três asteriscos) são marginalmente significantes ao nível de 10%, as seqüências seguidas de ** (dois asteriscos) são significantes ao nível de 10%, as demais a 5%.

Tabela B.1

Variantes do modelo (1) considerando o Ciclo, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

somente β_5 significante[a]	0200, 0201, 0300, 0310, 0311, 0312, 0320, 0321, 0322, 0330, 0331, 0332, 0340, 0341, 0400, 0410, 0420, 0421, 0422, 0430, 0431, 0432**, 0440, 0441, 1000, 1001, 1002, 1003, 1010, 1011, 1020, 1021, 1022, 1023, 1031, 1032, 1033, 1040, 1041, 1042, 1200, 1300, 1310, 1320, 1330, 1400, 1410, 1420, 1421, 1430, 1431, 1440, 1441, 2000, 2001, 2002, 2003, 2010, 2011, 2012, 2013, 2020, 2021 2022, 2023, 2030, 2031, 2032, 2033, 2040, 2041, 2042, 2130 2131, 2132, 3000, 3001, 3002, 3003 3012, 3013, 3020, 3021, 3022, 3023, 3030 3031, 3032, 3033, 3040, 3041, 3042, 3100, 3101, 3102 3103, 3120, 3121, 3122 3123, 3130, 3131, 3132, 3133, 3140, 3141, 3142, 3143, 3144, 3201, 3202, 3203 3204**, 4000, 4001, 4012, 4003**, 4012, 4013, 4041, 4042, 4100, 4101, 4102, 4103, 4104** 4110, 4111, 4112, 4113, 4114**, 4132, 4133, 4134, 4140, 4141 4142, 4143, 4144, 4200, 4201, 4202, 4203, 4204**, 4212, 4213, 4214**, 4241 4242, 4243, 4244, 4302, 4303, 4304, 4313, 4314**

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.2

Variantes do modelo (1) considerando o Ciclo e um termo *AR(1)* nos resíduos, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

somente β_2 significante[a]	0224, 0234, 0244***, 0304, 0314**, 0324, 0334, 0344**, 0404**, 0414**, 0424** 0434**
somente β_5 significante[a]	0001, 0031**, 0041**, 0101, 0111, 0121**, 0131, 0141**, 0211**, 0231**, 0301, 0311, 0321, 0323*** 0331, 0341, 0401**, 0411, 0421**, 0431**, 0441**, 1000, 1001, 1010, 1011, 1021**, 1031, 1041**, 1100, 1101, 1103**, 1110, 1121**, 1131 1211, 1231**, 1301, 1131, 1321, 1331, 1341, 1401, 1411 1421, 1431** 1441**, 2011, 2021**, 2111, 2211, 3001, 3021, 3031, 3041**, 3101, 3121, 3131 3141, 3041, 4101, 4111, 4121, 4131, 4141

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.3

Variantes do modelo (1) considerando o Ciclo e uma variável *Dummy*, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

β_2 e β_5 significantes	Com uma, ou mais, das estimativas de β_0, β_1, β_2, β_3 e β_4 não significantes	0210, 0211, 0212, 0220, 0221, 0223, 0232, 0312, 0321, 0323, 1000**, 1011, 1020, 1021, 1023**, 1031, 1032, 1033**, 2010**, 2011, 2012**, 2020, 0300, 0310, 0320, 0340, 0400, 0200, 0410, 0411, 0420, 0421, 0430, 0440, 1010, 1030, 1300**, 1310**, 1400**, 1410**, 1411**, 2020
	Com resíduos autocorrelacionados	0022**, 0201**, 0202***, 0213**, 0231**, 0233**, 0241, 0301, 0302 0303, 0304*** 0311, 0313, 0331, 0332, 0333, 0341, 0342, 0343 0344**, 0401, 0402, 0403**, 0413 0441, 0442, 1001, 1041**, 1441***, 2040, 2041, 3001**, 3002**, 3031** 3032**
	Com resíduos heterocedásticos	0222, 0224**, 0322, 0324**, 0334**, 0412, 0422, 0423, 1022, 1040, 1420**, 1421**, 1430, 1431**, 1440**, 2022
somente β_2 significante[a]		0023, 0024, 0033, 0034, 0043, 0404**, 0414**, 0424, 0434, 0443, 0444, 1034**, 1043**, 1044
somente β_5 significante[a]		0000, 0001, 0002, 0010, 0011, 0012, 0013**, 0020, 0021, 0030, 0031, 0032, 0040, 0041, 0100, 0101, 0102, 0103, 0110, 0111, 0112, 0113, 0120, 0121, 0122, 0123, 0124**, 0130, 0131, 0132, 0133, 0140, 0141, 0142**, 0203, 0242, 0244**, 1002, 1012, 1013, 1100, 1101, 1102, 1103**, 1111, 1112, 1113, 1120, 1121, 1130, 1131, 1132, 1133, 1140, 1141, 1142, 1200, 1201, 1202, 1203**, 1210, 1211, 1212, 1213**, 1220, 1221, 1222, 1223***, 1230, 1231, 1232, 1233**, 1240, 1241, 1242**, 1301, 1302, 1303**, 1311, 1312, 1313*, 1320, 1321, 1322, 1330, 1331, 1332, 1340, 1341, 1401, 1402, 1412, 1422, 2000, 2001, 2002, 2013, 2023**, 2030, 2031, 2032, 2033**, 2042, 2100, 2101, 2102, 2103, 2110, 2111, 2112, 2113, 2120, 2121, 2122, 2123, 2130, 2131, 2132, 2133, 2140, 2141, 2142**, 2410, 2411, 2420, 2421, 3000, 3003**, 3010, 3011, 3012, 3013, 3020, 3021, 3022, 3023, 3030, 3033**, 3040, 3041, 3042**, 3100, 3101, 3102, 3103, 3110, 3111, 3112, 3113, 3120, 3121, 3122, 3123, 3124**, 3130, 3131, 3132, 3133, 3140, 3141, 3142, 3200, 3201, 3202, 3203, 3210, 4000, 4001, 4002, 4012, 4013**, 4040, 4041, 4100, 4101, 4102, 4103, 4110, 4111, 4112, 4113, 4131, 4132, 4133, 4140, 4141, 4142, 4143**, 4200, 4201, 4202, 4203**, 4210, 4213**, 4241, 4242**,

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.4

Variantes do modelo (1) considerando o PIB, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

somente β_5 significante[a]	0200, 0202, 0210, 0211, 0212, 0220, 0222, 0300, 0301, 0310, 0311, 0312, 0320, 0321, 0322, 0330, 0331, 0332, 0333, 0400, 0410, 0411, 0420, 0421, 0422, 0430, 0431, 0440, 1000, 1001, 1002, 1003, 1010, 1020, 1021, 1022, 1023, 1030, 1031, 1032, 1033, 1040, 1041, 1042, 1200, 1201, 1202, 1203, 1300, 1301, 1310, 1311, 1320, 1330, 1400, 1401, 1410, 1411, 1420, 1421, 1430, 1431, 1440, 1441, 2010, 2011, 2012, 2020, 2021, 2022, 2030, 2031, 2032, 2033, 2040, 2041, 2042, 2131, 3000, 3001, 3002, 3003, 3020, 3021, 3022, 3030, 3031, 3032, 3033, 3040, 3041, 3042, 3101, 3102, 3103, 3130, 3131, 3132, 3133, 3140, 3141, 3142, 3143, 3144, 3201, 3202, 3203, 4001, 4002, 4003, 4012, 4013, 4042, 4101, 4102, 4103, 4112, 4113, 4140, 4141, 4142, 4143, 4144, 4201, 4202, 4203, 4213, 4302, 4303, 4304, 4313, 4400

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.5

Variantes do modelo (1) considerando o PIB e um termo *AR(1)* nos resíduos, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

somente β_2 significante[a]	0214, 0224, 0234, 0244***, 0304, 0314, 0324, 0334, 0344, 0404, 0414***, 0424, 0434
somente β_5 significante[a]	0001, 0021, 0031, 0041, 0101, 0111, 0121, 0131, 0141, 0211, 0231, 0301, 0311, 0321, 0331, 0341, 0401, 0411, 0421, 0431, 0441, 1000, 1001, 1010, 1011, 1021, 1031, 1041, 1100, 1101, 1131, 1211, 1231, 1300, 1301, 1311, 1321, 1331, 1341, 1400, 1401, 1411, 1421, 1431, 1441, 2010, 2011, 2021, 2111, 2211, 3000, 3001, 3021, 3031, 3041, 3101, 3121, 3131, 3141, 3201, 3201, 3401, 4101, 4111, 4131

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.6

Variantes do modelo (1) considerando o PIB e um termo *AR(1)* nos resíduos, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

β_2 e β_5 significantes	Com uma, ou mais, das estimativas de β_0, β_1, β_2, β_3 e β_4 não significantes	0020**, 0200, 0210, 0211, 0212, 0213**, 0220, 0221, 0222, 0223**, 0230, 0231**, 0232**, 0240, 0300, 0310, 0311, 0312, 0320, 0321, 0322, 0323, 0330, 0340, 0400, 0401**, 0410, 0411, 0420, 0421, 0422, 0430, 0431, 1010**, 1011***, 1020, 1021, 1030, 1032**, 1200***, 1300**, 1310**, 1400***, 1410**, 2011***, 2020, 2030, 2032**
	Com resíduos autocorrelacionados	0241***, 0301, 0302**, 0313, 0331, 0332, 0341, 0342, 0344***, 0402**, 0413**, 0440, 0441, 1031, 1040, 1041**, 1430**, 1440**, 1441***, 2021, 2031, 2040, 2041**
	Com resíduos heterocedásticos	0233**, 0412, 0333, 1022**, 1420**, 1421***, 2022**, 1033***
somente β_2 significante[a]		0014, 0032, 0024, 0224, 0234**, 0324, 0334, 0343, 0423, 0424, 0432, 0433, 0434, 0442, 0443, 0444, 1034**, 1044**, 1431**, 1432***, 1433***
somente β_5 significante[a]		0000, 0002, 0010, 0011, 0012, 0013**, 0003, 0021, 0022, 0031, 0032, 0040, 0041**, 0100, 0101, 0102, 0103**, 0110, 0111, 0112, 0113, 0120, 0121, 0122, 0123, 0130, 0131, 0132, 0133, 0140, 0141, 0201, 0202, 0203**, 0303, 0403, 1000, 1001, 1002, 1012, 1013, 1023**, 1100, 1101, 1102, 1110, 1113, 1120, 1130, 1131, 1132, 1133, 1140, 1141, 1201, 1202, 1203**, 1210, 1211, 1212, 1220, 1221, 1222, 1230, 1231, 1232, 1240, 1241, 1301, 1302, 1303**, 1311, 1312, 1320, 1321, 1322, 1330, 1331, 1332, 1340, 1341, 1401, 1402, 1411, 1412, 1422**, 2000, 2001, 2002, 2010, 2012, 2013, 2033**, 2101, 2102, 2103**, 2110, 2111, 2112, 2113, 2120, 2121, 2122, 2130, 2131, 2132, 2133**, 2140, 2141, 2310, 2311, 2410, 2411, 2420, 2421, 3000, 3001, 3002, 3011, 3012, 3020, 3021, 3022, 3030, 3031, 3032, 3033***, 3040, 3041, 3100, 3101, 3102, 3103**, 3120, 3121, 3122, 3123, 3130, 3131, 3132, 3133, 3140, 3141, 3200, 3201, 3202, 3203**, 4001, 4002, 4012, 4013**, 4041, 4100, 4101, 4102, 4103**, 4111, 4112, 4113**, 4140, 4141, 4201, 4202, 4212, 4302, 4303***

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.7

Variantes do modelo (2) considerando o Ciclo, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

somente β_5 significante[a]	1200, 1230, 3002, 3102, 3103, 3201, 3202, 3203, 3231, 3232, 4002, 4003, 4012, 4013, 4022, 4023, 4032, 4033, 4042, 4043, 4102, 4103, 4112, 4113, 4123, 4132, 4133, 4142, 4143, 4144, 4202, 4203, 4204, 4212, 4213, 4214, 4223, 4232, 4233, 4234, 4242, 4243, 4244, 4300, 4302, 4303, 4304, 4311, 4312, 4313, 4314, 4322, 4323, 4324, 4330, 4332, 4333, 4334, 4340, 4342, 4343, 4400, 4410, 4411, 4420,4430, 4440

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.8

Variantes do modelo (2) considerando o Ciclo e um termo *AR(1)* nos resíduos, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

β_2 e β_5 significantes, mas com resíduos não-normais	1220***, 1240**
somente β_2 significante[a]	1213, 1223, 1232**, 1233, 1243
somente β_5 significante[a]	0112**, 0122, 0140, 0200, 0201, 0210, 0220, 0221, 0230, 0231, 0240, 0241, 1000, 1001, 1010, 1020, 1040, 1100, 1110, 1112**, 1120, 1140, 1141, 1300,1310, 1320, 1330, 1340, 1400, 1410, 1420, 1430, 1440, 3001, 3021, 3022, 3031, 3041, 3101, 3121, 3131, 3141, 3201, 3221, 3231, 3241, 3321, 3331, 3341, 3401, 3411, 3421, 3431, 3441, 4011, 4012**, 4021, 4022, 4032**, 4042, 4111, 4121, 4311, 4321, 4400, 4410, 4411, 4420, 4421, 4430, 4440

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.9
Variantes do modelo (2) considerando o Ciclo e uma variável *Dummy*, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

β_2 e β_5 significantes	Com uma, ou mais, das estimativas de β_0, β_1, β_2, β_3 e β_4 não significantes	0000, 0001**, 0010, 0011**, 0020, 0021, 0030, 0031**, 0032**, 0040, 0041, 0042**, 0043**, 0110, 0121, 0130, 0131**, 0132**, 0141, 0142**, 0143**, 0201, 0211, 0221, 0230, 0231, 0232**, 0241, 0242**, 0301, 0302**, 0320, 0330, 0332**, 0341, 0401, 0421, 0422, 0431, 0432**, 0441, 0442**, 1200**, 1210**, 1220**, 1230**
	Com resíduos autocorrelacionados	0002***, 0013**, 0022, 0023, 0033, 0111, 0120, 0123**, 0133**, 0200, 0210, 0220, 0212**, 0223**, 0233***, 0300, 0303**, 0310, 0311, 0321, 0323, 0331, 0403**, 0410, 0411, 0420**, 0430**, 0440**
	Com resíduos heterocedásticos	0112**, 0122, 0222, 0402
	Com resíduos não-normais	0140, 0240, 0340, 0400, 1211**
somente β_2 significante[a]		0003, 0024, 0034, 0044, 0100, 0101, 0144**
somente β_5 significante[a]		0012, 0102, 0103, 0113, 0202, 0203, 0213, 0243, 0244**, 0304, 0312, 0313, 0323, 0324**, 0333, 0334**, 0342, 0343, 0344, 0404, 0412, 0413, 0414, 0423, 0424, 0433, 0434, 0443, 0444, 1000, 1001, 1002, 1003, 1010, 1011, 1012, 1013, 1020, 1021, 1022, 1023, 1030, 1031, 1032, 1033, 1040, 1041, 1042, 1043, 1100, 1101, 1102, 1103, 1110, 1111, 1112, 1113, 1120, 1121, 1122, 1123, 1130, 1131, 1132, 1133, 1140, 1141, 1142, 1143, 1201, 1202, 1203, 1212, 1213, 1221, 1222, 1223, 1231, 1232, 1233, 1240, 1241, 1242, 1243, 1244**, 1300, 1301, 1303, 1310, 1311, 1313, 1320, 1321, 1322, 1333, 1330, 1331, 1332, 1333, 1340, 1341, 1343, 1344, 1400, 1401, 1403, 1410, 1411, 1413, 1420, 1421, 1423, 1430, 1431, 1433, 1434**, 1440, 1441, 1442, 1443, 1444, 3001, 3002, 3003, 3012, 3021, 3022, 3031, 3032, 3033, 3041, 3042, 3101, 3102, 3103, 3112, 3113, 3121, 3122, 3131, 3132, 3133, 3141, 3142, 3201, 3202, 3203, 3212, 3213, 3221, 3222, 3223, 3230, 3231, 3232, 3233, 3241, 3242, 4001, 4002, 4003**, 4012, 4013, 4022, 4023, 4030, 4032, 4033, 4042, 4043, 4100, 4101, 4102, 4103, 4112, 4113, 4120, 4122, 4123, 4132, 4133, 4142, 4143, 4201, 4202, 4203, 4212, 4213, 4222, 4223, 4232, 4233, 4242, 4243, 4244**, 4302, 4303, 4311, 4312, 4313, 4314**, 4322, 4323, 4324**, 4330, 4332, 4333, 4334**, 4420, 4440

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.10

Variantes do modelo (2) considerando o PIB, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

somente β_5 significante[a]	0200, 0201, 0300, 0310, 0311, 0312, 0320, 0321, 0322, 0330, 0331, 0332, 0340, 0341, 0400, 0410, 0420, 0421, 0422, 0430, 0431, 0432**, 0440, 0441, 1000, 1001, 1002, 1003, 1010, 1011, 1020, 1021, 1022, 1023, 1031, 1032, 1033, 1040, 1041, 1042, 1200, 1300, 1310, 1320, 1330, 1400, 1410, 1420, 1421, 1430, 1431, 1440, 1441, 2000, 2001, 2002, 2003, 2010, 2011, 2012, 2013, 2020, 2021, 2022, 2023, 2030, 2031, 2032, 2033, 2040, 2041, 2042, 2130, 2131, 2132, 3000, 3001, 3002, 3003, 3012, 3013, 3020, 3021, 3022, 3023, 3030, 3031, 3032, 3033, 3040, 3041, 3042, 3100, 3101, 3102, 3103, 3120, 3121, 3122, 3123, 3130, 3131, 3132, 3133, 3140, 3141, 3142, 3143, 3144, 3201, 3202, 3203, 3204**, 4000, 4001, 4012, 4003**, 4012, 4013, 4041, 4042, 4100, 4101, 4102, 4103, 4104**, 4110, 4111, 4112, 4113, 4114**, 4132, 4133, 4134, 4140, 4141, 4142, 4143, 4144, 4200, 4201, 4202, 4203, 4204**, 4212, 4213, 4214**, 4241, 4242, 4243, 4244, 4302, 4303, 4304, 4313, 4314**

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.11

Variantes do modelo (2) considerando o PIB e um termo *AR(1)* nos resíduos, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

somente β_2 significante[a]	0224, 0234, 0244***, 0304, 0314**, 0324, 0334, 0344**, 0404**, 0414**, 0424**, 0434**,
somente β_5 significante[a]	0001, 0031**, 0041**, 0101, 0111, 0121**, 0131, 0141**, 0211**, 0231**, 0301, 0311, 0321, 0323***, 0331, 0341, 0401**, 0411, 0421**, 0431**, 0441**, 1000, 1001,1010, 1011, 1021**, 1031, 1041**, 1100, 1101, 1103**, 1110, 1121**, 1131, 1211, 1231**, 1301, 1131, 1321, 1331, 1341, 1401, 1411, 1421, 1431**, 1441**, 2011, 2021**, 2111, 2211, 3001, 3021, 3031, 3041**, 3101, 3121, 3131, 3141, 3041, 4101, 4111, 4121, 4131, 4141

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados

Tabela B.12
Variantes do modelo (2) considerando o PIB e uma variável *Dummy*, com sinais positivos para os parâmetros β_2 e β_5.

β_2 e β_5 significantes	Com uma, ou mais, das estimativas de β_0, β_1, β_2, β_3 e β_4 não significantes	0200, 0210, 0211, 0212, 0220, 0221, 0223, 0232, 0234**, 0300, 0310, 0312, 0320, 0321, 0323, 0340, 0400, 0410, 0411, 0420, 0421, 0430, 0431, 0432, 0433**, 0440, 1000**, 1010, 1011, 1020, 1021, 1023**, 1030, 1031, 1032, 1033**, 1300**, 1310**, 1400**, 1410**, 1411**, 2010**, 2011, 2012**, 2020, 2021
	Com resíduos autocorrelacionados	0022**, 0201**, 0202***, 0213**, 0231**, 0241, 0301, 0302, 0303, 0304***, 0311, 0313, 0331, 0332, 0333, 0341, 0342, 0343, 0344**, 0401, 0402, 0403**, 0413, 0441, 0442, 1001, 1041**, 1441***, 2040, 2041, 3001**, 3002**, 3031**, 3032**
	Com resíduos heterocedásticos	0222, 0224**, 0322, 0324**, 0334**, 0412, 0422, 0423, 1022, 1040, 1420**, 1421**, 1430, 1431**, 1440**, 2022
	Com resíduos não-normais	0233**
somente β_2 significante[a]		0023, 0024, 0033, 0034, 0043, 0404**, 0414**, 0424, 0434, 0443, 0444, 1034**, 1043**, 1044
somente β_5 significante[a]		0000, 0001, 0002, 0010, 0011, 0012, 0013**, 0020, 0021, 0030, 0031, 0032, 0040, 0041, 0100, 0101, 0102, 0103, 0110, 0111, 0112, 0113, 0120, 0121, 0122, 0123, 0124**, 0130, 0131, 0132, 0133, 0140, 0141, 0142**, 0203, 0242, 0244**, 1002, 1012, 1013, 1100, 1101, 1102, 1103**, 1111, 1112, 1113, 1120, 1121, 1130, 1131, 1132, 1133, 1140, 1141, 1142, 1200, 1201, 1202, 1203**, 1210, 1211, 1212, 1213**, 1220, 1221, 1222, 1223***, 1230, 1231, 1232, 1233**, 1240, 1241, 1242**, 1301, 1302, 1303**, 1311, 1312, 1313*, 1320, 1321, 1322, 1330, 1331, 1332, 1340, 1341, 1401, 1402, 1412, 1422, 2000, 2001, 2002, 2013, 2023**, 2030, 2031, 2032, 2033**, 2042, 2100, 2101, 2102, 2103, 2110, 2111, 2112, 2113, 2120, 2121, 2122, 2123, 2130, 2131, 2132, 2133, 2140, 2141, 2142**, 2410, 2411, 2420, 2421, 3000, 3003**, 3010, 3011, 3012, 3013, 3020, 3021, 3022, 3023, 3030, 3033**, 3040, 3041, 3042**, 3100, 3101, 3102, 3103, 3110, 3111, 3112, 3113, 3120, 3121, 3122, 3123, 3124**, 3130, 3131, 3132, 3133, 3140, 3141, 3142, 3200, 3201, 3202, 3203, 3210, 4000, 4001, 4002, 4012, 4013**, 4040, 4041, 4100, 4101, 4102, 4103, 4110, 4111, 4112, 4113, 4131, 4132, 4133, 4140, 4141, 4142, 4143**, 4200, 4201, 4202, 4203**, 4210, 4213**, 4241, 4242**

a: não se verificou se os resíduos dessas variantes são normais, homocedásticos e autocorrelacionados