



Universidade do Estado do Rio de Janeiro
Centro de Ciências Sociais
Faculdade de Ciências Econômicas

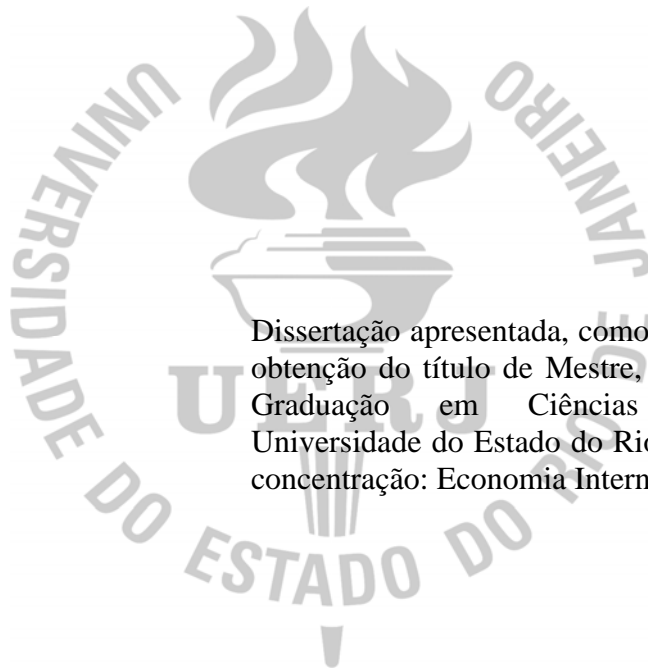
Orlando Gonçalves Junior

Determinantes da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro : 1970-2002

Rio de Janeiro
2005

Orlando Gonçalves Junior

Determinantes da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro : 1970-2002



Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Orientador: Prof.º Dr.º Léo da Rocha Ferreira

Co-orientador: Paulo Fernando Cidade de Araújo

Rio de Janeiro
2005

CATALOGAÇÃO NA FONTE
UERJ/REDE SIRIUS/CCS/B

G635	<p>Gonçalves Junior, Orlando. Determinantes da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro : 1970-2002 / Orlando Gonçalves Junior. - Rio de Janeiro, 2005. 101f.</p> <p>Orientador: Léo da Rocha Ferreira. Co-orientador: Paulo Fernando Cidade de Araújo. Dissertação (mestrado) – Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Faculdade de Ciências Econômicas.</p> <p>1. Economia agrícola - Brasil - Teses. 2. Balança comercial- Brasil - Teses.3. Agroindústria - Brasil - Teses. I. Ferreira, Léo da Rocha, 1945-.II.Araújo, Paulo Fernando Cidade de, 1932-.III. Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Faculdade de Ciências Econômicas.</p> <p>CDU 33:63(81)</p>
------	---

Autorizo, apenas para fins acadêmicos e científicos, a reprodução total ou parcial desta dissertação.

Assinatura

Data

Orlando Gonçalves Junior

Determinantes da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro : 1970-2002

Dissertação apresentada, como requisito parcial para obtenção do título de Mestre, ao Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas, da Universidade do Estado do Rio de Janeiro. Área de concentração: Economia Internacional.

Aprovado em _____

Banca Examinadora: _____

Léo da Rocha Ferreira (Orientador)
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Paulo Fernando Cidade de Araújo
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Gerson Lachtermacher
Universidade do Estado do Rio de Janeiro

Ricardo Shiota
Universidade de São Paulo

Rio de Janeiro
2005

Aos meus queridos pais, Orlando Gonçalves e Marcionila Medela da Silva Gonçalves, por sempre estarem presentes em minha vida. Em especial, à Cristina dos Reis Perez Blasco, com amor, admiração e gratidão pelo seu carinho, compreensão, presença e estímulo, sem os quais o presente trabalho não teria sido concluído.

AGRADECIMENTOS

A Deus, por nos oferecer saúde e inteligência.

Aos orientadores, professores Léo da Rocha Ferreira e Paulo Fernando Cidade de Araújo, pela proposta do tema de estudo aqui desenvolvido, assim como pela orientação eficiente e encorajadora. Ao professor Gerson Lachtermacher (UERJ), pela participação na banca da disciplina Dissertação I. Quero agradecer-lhes por suas inestimáveis sugestões visando ao aperfeiçoamento do trabalho.

A todos os professores do Programa de Pós-Graduação em Ciências Econômicas (PPGCE), pelo conhecimento transmitido.

À Universidade do Estado do Rio de Janeiro (UERJ), pela oportunidade de aperfeiçoamento profissional numa instituição de ensino público exemplar.

À Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES), pela concessão de ajuda financeira, que viabilizou a minha participação no curso de mestrado.

Agradeço imensamente ao professor Ricardo Shirota e ao doutorando Luiz Fernando Kamogawa, ambos da Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ/USP), e ao professor Carlos Alberto Gonçalves da Silva (UGF) pelo auxílio na parte econométrica do trabalho. Agradeço também à bolsista de iniciação científica, Gabriela Pinho, pela ajuda computacional.

Aos professores participantes da Comissão Examinadora.

A todos os colegas de pós-graduação, pelo companheirismo ao longo do curso.

Cumprе salientar que as imperfeições do trabalho final são de inteira e exclusiva responsabilidade do autor.

SUMÁRIO

LISTA DE FIGURAS.....	vi
LISTA DE TABELAS.....	vii
LISTA DE SIGLAS.....	viii
RESUMO.....	ix
ABSTRACT.....	x
RESUMEN.....	xi
1 INTRODUÇÃO	1
1.1 O problema e sua relevância	1
1.2 Objetivos	10
1.3 Estrutura do trabalho	10
2 PERSPECTIVA HISTÓRICA DA POLÍTICA CAMBIAL BRASILEIRA E EVOLUÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL NO PERÍODO 1970-2002.....	12
2.1 Antecedentes	13
2.2 A política cambial brasileira no período de 1970 a 2002.....	15
2.3 Evolução da taxa de câmbio real.....	27
3 REVISÃO DA LITERATURA	32
4 ARCABOUÇO TEÓRICO.....	41
4.1 Abordagem das elasticidades	41
4.2 Abordagem da absorção	46
4.2.1 Efeito recursos ociosos.....	47
4.2.2 Efeito termos de troca	48
4.2.3 Efeito direto de uma desvalorização sobre a absorção.....	49
4.3 Modelo IS-TB	50
4.4 Modelo Econômico	52
4.4.1 Efeitos esperados de uma desvalorização cambial	54
4.4.2 Efeitos esperados de uma alteração no nível de renda interna	54
4.4.3 Efeitos esperados de uma variação no nível de renda externa	55
4.4.4 Efeitos esperados de uma mudança nos termos de troca	55
4.4.5 Efeitos esperados de uma modificação na produtividade total dos fatores.....	55
5 METODOLOGIA	56

5.1	Modelo Econométrico	57
5.2	Descrição das variáveis e fontes dos dados	59
5.2.1	Saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial (STCAI).....	59
5.2.2	Taxa de câmbio efetiva real (TCER)	60
5.2.3	Renda interna (RI).....	62
5.2.4	Renda externa (RE).....	62
5.2.5	Termos de troca (TT)	62
5.2.6	Produtividade total dos fatores (PTF)	63
5.3	Crítérios para a escolha do(s) modelo(s)	64
5.3.1	Coerência dos sinais e magnitude dos coeficientes	64
5.3.2	Estabilidade dos coeficientes de elasticidade	64
5.3.3	Resultados econométricos	64
6	ANÁLISE DOS RESULTADOS	67
6.1	Análise qualitativa	67
6.2	Análise quantitativa	72
7	CONCLUSÕES	80
8	REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS.....	83
	APÊNDICE A.....	92
	APÊNDICE B.....	98

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Representação da cadeia do Complexo Agroindustrial.	4
Figura 2 – Evolução da taxa de câmbio real do Brasil de 1970 a 2002 (diferentes indicadores).....	28
Figura 3 – Evolução dos saldos da balança comercial do CAI, dos demais setores e total no período 1970-2002 em bilhões de dólares de 2002.....	67
Figura 4 – Comportamento da taxa de câmbio efetiva real do Brasil de 1970 a 2002 (diferentes indicadores).....	68
Figura 5 – Evolução da renda externa no período 1970-2002 em bilhões de dólares de 2002.....	69
Figura 6 – Comportamento dos termos de troca do Brasil de 1970 a 2002.....	70
Figura 7 – Evolução da renda interna no período 1970-2002 em bilhões de reais de 2002.....	71
Figura 8 – Comportamento do índice de produtividade total dos fatores de 1975 a 1995.	72

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Estatísticas principais dos modelos selecionados.....	73
Tabela 2 – Resultados do teste de Goldfeld-Quandt e valor crítico do teste F.	75
Tabela 3 – Resultados e valores críticos do teste de Durbin-Watson.....	75
Tabela 4 – Matriz de correlação simples entre as variáveis explicativas dos modelos 3 e 4.	76
Tabela 5 – Resultados do procedimento alternativo para detecção da estacionariedade dos resíduos.	77
Tabela A.1 – Variáveis utilizadas nos modelos.	93
Tabela A.2 – Ponderação da participação dos países no cálculo da taxa de câmbio efetiva real.	95
Tabela B.1 – Estatísticas principais dos modelos testados.	99
Tabela B.2 – Matriz de correlação simples entre as variáveis explicativas dos modelos 5 e 6.	100
Tabela B.3 – Matriz de correlação simples entre as variáveis explicativas dos modelos 1 e 2.	101

LISTA DE SIGLAS

BC	Banco Central
CAI	Complexo Agroindustrial
C&T	Ciência e Tecnologia
EMBRAPA	Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária
FAO	<i>Food and Agriculture Organization</i>
FGV	Fundação Getúlio Vargas
ICMS	Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços
IGP-DI	Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna
IPA	Índice de Preços por Atacado
IPA-OG	Índice de Preços por Atacado - Oferta Global
IPC	Índice de Preços ao Consumidor
IPC-FIPE	Índice de Preços ao Consumidor - Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas
IPC-RJ	Índice de Preços ao Consumidor - Rio de Janeiro
OCDE	Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico
PIB	Produto Interno Bruto
PTF	Produtividade Total dos Fatores
P&D	Pesquisa e Desenvolvimento
RE	Renda Externa
RI	Renda Interna
STCAI	Saldo Total da Balança Comercial do Complexo Agroindustrial
TCER	Taxa de Câmbio Efetiva Real
TT	Termos de Troca
UNCTAD	<i>United Nations Conference on Trade and Development</i>

DETERMINANTES DA BALANÇA COMERCIAL DO COMPLEXO AGROINDUSTRIAL BRASILEIRO: 1970 - 2002

Autor: **ORLANDO GONÇALVES JUNIOR**

Orientador: Prof. **LÉO DA ROCHA FERREIRA**

Co-orientador: Prof. **PAULO FERNANDO CIDADE DE ARAÚJO**

RESUMO

A presente dissertação tem como objetivo principal examinar o papel de diversas variáveis econômicas (taxa de câmbio efetiva real, renda interna, renda externa, termos de troca e produtividade total dos fatores) sobre o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro, considerado no agregado, no período de 1970 a 2002. Para essa análise, recorreu-se a um modelo teórico, denominado IS-TB, que fundamentou a especificação dos modelos econométricos. A ferramenta econométrica utilizada foi a regressão linear múltipla. Os modelos foram ajustados por mínimos quadrados ordinários (MQO). As elasticidades encontradas apresentaram sinais e magnitudes coerentes com o modelo econômico proposto. A renda externa mostrou ser a variável mais relevante na explicação (do ponto de vista estatístico) das variações relativas observadas no saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro. Por outro lado, a renda interna e a produtividade total dos fatores não foram estatisticamente significantes. Em suma, os resultados confirmam a importância do setor agroindustrial no processo de ajustamento da balança comercial total.

**DETERMINANTS OF THE BRAZILIAN AGRIBUSINESS
TRADE BALANCE: 1970 - 2002**

Author: **ORLANDO GONÇALVES JUNIOR**

Advisor: Prof. **LÉO DA ROCHA FERREIRA**

Co-advisor: Prof. **PAULO FERNANDO CIDADE DE ARAÚJO**

ABSTRACT

The goal of this dissertation is to examine the role of selected economic variables (real effective exchange rate, domestic income, foreign income, terms of trade and total factor productivity) on the Brazilian agribusiness trade balance from 1970 to 2002. The analysis is based on a theoretical model, named IS-TB, which sustained the specification of econometric models. The econometric tool employed was a multiple linear regression. The models were adjusted by ordinary least squares (OLS). Signs and magnitudes of the estimated elasticities were according to our expectations, based on the economic relations of the proposed model. The foreign income showed to have the greatest relative influence (from a statistical point of view) on the Brazilian agribusiness trade balance. On the other hand, domestic income and total factor productivity were not statistically significant. Overall, the results support the relevance of agribusiness sector on adjusting total trade balance of the country.

DETERMINANTES DE LA BALANZA COMERCIAL DEL COMPLEJO AGROINDUSTRIAL BRASILEÑO: 1970 – 2002

Autor: **ORLANDO GONÇALVES JUNIOR**

Orientador: Prof. **LÉO DA ROCHA FERREIRA**

Co-orientador: Prof. **PAULO FERNANDO CIDADE DE ARAÚJO**

RESUMEN

La presente disertación tiene como objetivo hacer un análisis sobre el papel de diversas variables económicas (tasa de cambio efectiva real, renta doméstica, renta extranjera, términos de intercambio y productividad total de factores) sobre el saldo de la balanza comercial del complejo agroindustrial brasileño, durante el período de 1970 hasta 2002. Para la realización de este análisis, se ha empleado un modelo teórico, denominado IS-TB, que fundamentó la especificación de los modelos econométricos. La herramienta econométrica utilizada fue la regresión lineal múltiple. Los modelos fueron ajustados por mínimos cuadrados ordinarios (MCO). Las elasticidades encontradas presentaron señales y magnitudes coherentes con el modelo económico propuesto. La renta extranjera tuvo una mayor influencia relativa (desde el punto de vista estadístico) en el saldo de la balanza comercial del complejo agroindustrial brasileño. Por otro lado, la renta doméstica y la productividad total de factores no fueron estadísticamente significantes. En resumen, los resultados comprueban la relevancia del sector agroindustrial en el proceso de ajuste de la balanza comercial total de nuestro país.

1 INTRODUÇÃO

As relações comerciais internacionais ocupam posição de destaque em grande parte das economias. Sua importância é evidenciada em inúmeros estudos desenvolvidos na área de economia internacional. No Brasil, o desempenho das contas externas tem sido um dos principais pontos discutidos no âmbito da política econômica, com especial atenção à balança comercial. A relativa concentração das transações externas de mercadorias em produtos agropecuários e agroindustriais constitui a motivação para a condução da presente pesquisa.

1.1 O problema e sua relevância

A história da agricultura brasileira revela o papel crucial que tal setor sempre desempenhou no desenvolvimento econômico do país. Cabe assinalar a coexistência de dois modelos agrícolas: *plantation* e subsistência. A agricultura de *plantation*, marcada por latifúndios (grandes extensões de terra exploradas por técnicas de agricultura extensiva) e destinada ao mercado externo, evidenciou os ciclos econômicos das monoculturas: cana-de-açúcar, café, cacau e borracha. A agricultura de subsistência, por sua vez, caracterizava-se por pequenas propriedades e produção de diversas culturas almejando o mercado interno.

Aliada à revolução tecnológica, as atividades agrícolas experimentaram forte expansão e transformaram-se em operações altamente especializadas, influenciadas sobretudo pelo processo de crescimento econômico e a rápida urbanização.

O processo de industrialização no Brasil começou na década de 50. Não obstante, somente a partir da década seguinte é que a agricultura iniciou seu processo de modernização. Na década de 70 verificou-se uma transformação significativa da base

técnica, até então bastante limitada pela capacidade de importar equipamentos e insumos agrícolas. O II Plano Nacional de Desenvolvimento (1974-1979) propiciou novos investimentos, bem como permitiu um maior grau de interação entre a agricultura e a indústria.

Foram, assim, criadas as condições para a estruturação de um moderno parque industrial, dirigido à produção de insumos e bens de capital agrícolas, incluindo tratores, máquinas e implementos, rações para animais e sementes, produtos farmacêuticos e veterinários, fertilizantes, inseticidas, fungicidas e herbicidas¹. Os grupos econômicos que oferecem produtos e serviços para a agricultura compõem o setor a montante da fazenda (antes da porteira), também conhecido como indústria para a agricultura.

Alavancou-se, simultaneamente, o desenvolvimento das operações de processamento e distribuição (comercialização, armazenagem e transporte) dos produtos agropecuários e agroindustriais. Os grupos econômicos cujos fornecedores inserem-se na agricultura compõem o setor a jusante da fazenda (depois da porteira), ou agroindústria.

Os grupos supracitados impõem uma dinâmica industrial à agricultura, que passa a depender não somente do crescimento da agroindústria e dos mercados interno e de exportação, como também da indústria produtora de insumos e máquinas e das instituições de ensino e de pesquisa, aprofundando as relações intersetoriais. Ganham relevância os instrumentos de financiamento da produção (serviços financeiros) e o conhecimento tecnológico gerado pelas atividades de pesquisa e desenvolvimento (P&D).

¹ Contador & Ferreira (1984) discutem a oferta e a demanda de insumos agrícolas modernos (divididos em fertilizantes, defensivos e maquinarias e equipamentos), o desempenho dos preços relativos, além da comercialização externa. Os autores formulam um conjunto de sugestões para a política de insumos agrícolas harmonizado a uma estratégia macroeconômica articulada.

Nesse contexto, o enfoque simplista de uma economia com três setores isolados (primário, secundário e terciário) revela-se inadequado.

O primeiro esforço acadêmico visando compreender a nova realidade deveu-se aos economistas norte-americanos John H. Davis e Ray Goldberg que, em 1957, criaram o termo *agribusiness*². Utilizando as técnicas matriciais de insumo-produto, desenvolvidas por Wassily Leontief, eles estudaram as transformações e a reestruturação da agricultura. A hipótese central era de que os problemas referentes ao segmento agrícola eram muito mais complexos e não se restringiam meramente à atividade rural. Logo, surgia a necessidade de tratamento dos problemas agrícolas sob um enfoque sistêmico (*agribusiness*) e não mais estático (agricultura). No Brasil, o uso do termo *agribusiness* deve-se a Araújo, Wedekin & Pinazza (1990).

Pela definição de Davis e Goldberg (citada por Araújo, Wedekin & Pinazza, 1990, p. 3), *agribusiness* “é a soma total das operações de produção e distribuição de suprimentos agrícolas; as operações de produção nas unidades agrícolas; e o armazenamento, processamento e distribuição dos produtos agrícolas e itens produzidos com eles”.

Existem outros termos que, embora não configurem uma tradução fidedigna do anterior, enfatizam a interdependência entre a agricultura, a indústria e os serviços: *food and fiber system*³ e complexo agroindustrial (CAI), sintetizado na Figura 1.

² Davis & Goldberg (1957).

³ Tweeten (1989).

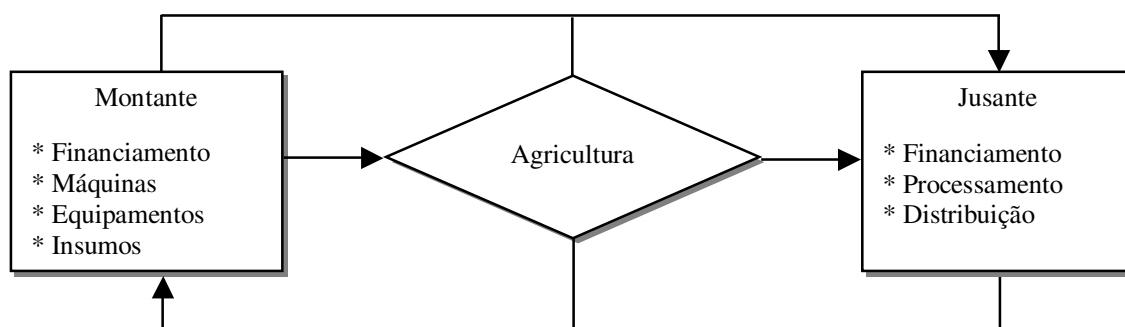


Figura 1 – Representação da cadeia do Complexo Agroindustrial.

Conhecer melhor o complexo agroindustrial constitui tarefa essencial para compreender as profundas transformações ocorridas na agricultura brasileira nos últimos 30 anos. A agricultura deixou de ser apenas provedor de produtos *in natura* e consumidor de seus próprios produtos para revelar-se uma atividade integrada aos setores industriais e de serviços.

O comércio exterior brasileiro apresentou, ao longo das décadas de 70 e 80, taxas de crescimento espetaculares, assim como modificações substanciais na sua composição⁴. O amplo programa de promoção às exportações de produtos manufaturados, adotado pelo governo a partir de 1964, elevou a participação desses produtos e contribuiu para minimizar o grau de concentração da pauta de exportações.

Jank (1990) aponta que os produtos agrícolas tradicionais (açúcar, café, cacau e algodão), responsáveis por 70% das exportações totais da agroindústria no início dos anos 70, representavam menos de 30% em fins da década de 80. Novos complexos agroindustriais conquistaram maior espaço no mercado mundial, especialmente os produtos com maior valor agregado. Dentre eles podem ser citados suco de laranja e óleo de soja refinado.

⁴ Ver Homem de Melo & Zockun (1977), Neves (1984) e Bontempo (1989).

Alguns estudos⁵ apresentam evidências que corroboram a redução da tendência do padrão de crescimento sofrida pelo setor agrícola brasileiro, acentuada com a crise econômica dos anos 80, quando se observa uma perda da dinâmica das exportações em detrimento do maior dinamismo do mercado interno. Como resultado, a participação dos produtos agrícolas, primários e processados, no valor total das exportações reduziu-se de 75% em 1970 para 51,7% em 1980, atingindo 33,8% em 1988 (Homem de Melo & Zockun, 1977, p. 28; Guimarães & Oliveira, 1990, p.332).

A queda da participação relativa dos produtos agrícolas no total exportado ocorreu em virtude das mudanças nas condições internacionais (preços desestimuladores), além das políticas macroeconômica (elevadas taxas de juros e diminuição dos financiamentos governamentais) e cambial (as desvalorizações se exauriram velozmente por causa da elevação da inflação).

Da mesma forma, a política comercial discriminatória em favor dos bens manufaturados, consubstanciada pela introdução de estímulos fiscais e creditícios, afetou significativamente a performance das vendas externas do setor agrícola, seja sob a incidência de impostos indiretos, seja sob restrições quantitativas⁶.

A fim de destacar como o setor agrícola foi relegado a segundo plano, em 1972 a importação de conjunto industrial completo, destinado à produção no país para posterior exportação, passou a ficar isenta da apuração de similaridade e, portanto, do Imposto de Importação e do Imposto sobre Produtos Industrializados (Suzigan et al., 1974, p.41-42).

⁵ Confira Rezende (1988), Dias (1989) e Rezende & Buainain (1994).

⁶ Consultar Mendonça de Barros (1975), Homem de Melo & Zockun (1977), Ferreira (1978), Baumann & Moreira (1987), Pinheiro et al. (1993) e Amazonas & Barros (1996). Veiga & Iglesias (2003) fornecem uma compilação de estudos envolvendo as políticas de apoio às exportações de 1964 a 2002.

Homem de Melo e Zockun (1977, p. 23) destacam que dentre os inúmeros instrumentos adotados visando incentivar as exportações, apenas o sistema de minidesvalorizações cambiais favoreceu a agricultura, pela diminuição da variância da taxa de câmbio real.

No princípio dos anos 80, quando a crise fiscal do Estado brasileiro tomou forma, a política de crédito rural subsidiado, de crescente relevância na década anterior, entrou em colapso. O fortalecimento da Política de Garantia de Preços Mínimos (PGPM) surgiu como o instrumento mais importante da política agrícola no período. Entretanto, a política de incentivos fiscais e creditícios concedidos às exportações brasileiras continuou discriminando consistentemente o setor agrícola, de acordo com Pinheiro & Horta (1992).

O Plano Real, apesar de bem-sucedido no combate ao processo inflacionário, gerou dois problemas: a sobrevalorização da taxa de câmbio, equivalente a um imposto sobre as exportações, e a manutenção de elevadas taxas de juros reais, que incrementou a atratividade dos ativos financeiros. Como consequência, o endividamento do setor agravou-se, face ao crescimento substancial dos empréstimos nos anos anteriores. Ao mesmo tempo, como afirmam Helfand e Rezende (2001, p. 3), a estabilização da economia produziu ganhos significativos tanto para o setor quanto para os consumidores⁷.

Com a Lei Complementar nº 87 (Lei Kandir), de 13 de setembro de 1996, que discorre a respeito da suspensão do pagamento do Imposto sobre Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) pelos exportadores de produtos primários e semi-elaborados, o governo contribuiu para amenizar os reflexos dos impostos incidentes

⁷ Para análises dos múltiplos impactos do Plano Real sobre o setor agrícola, ver Barros & Miranda (1998) e Homem de Melo (1999a e 1999b).

sobre tais produtos. Kume e Piani (1997) apresentam uma estimativa da receita do ICMS sobre as exportações no ano de 1994 e avaliam o impacto da atenuação da carga fiscal sobre a balança comercial brasileira.

Seguindo a mudança na ordem do comércio mundial, caracterizada pela tendência de globalização dos mercados e de formação de blocos comerciais, o objetivo primordial de uma economia aberta não é a auto-suficiência em todos os produtos. A conquista de posições sólidas num mercado cada vez mais competitivo requer maior sofisticação dos padrões tecnológicos de produção e de processamento industrial, unida à capacidade de maior diferenciação de produtos na busca de vantagens competitivas, com potencial para serem exploradas em nichos de alta tecnologia.

O complexo agroindustrial, detentor de uma participação expressiva do Produto Interno Bruto (PIB), tem mostrado sua inegável relevância na economia nacional⁸. No cenário internacional, sua importância fundamenta-se no conhecimento dos espaços e as oportunidades de crescimento que podem ser aproveitadas no futuro, por intermédio de estratégias ofensivas que propiciem a expansão da capacidade de conquistar novos mercados. Constitui, indubitavelmente, um setor com potencial significativo para a ampliação das exportações, destacando-se soja, carnes, laranja, produtos florestais, açúcar, café, frutas, flores, álcool, papel e turismo.

A partir do Plano Real, o setor agroindustrial brasileiro passou a contribuir decisivamente para o ajustamento da balança comercial total, principalmente em decorrência do aumento substancial de suas exportações, em contraposição aos déficits

⁸ As estimativas do PIB do setor exibem disparidades em função das formulações metodológicas adotadas. Veja os trabalhos de Guilhoto, Furtuoso & Barros (2000), Montoya & Finamore (2001), Parré & Guilhoto (2001), Nunes & Contini (2001) e Furtuoso & Guilhoto (2003). Porsse (2003), embora se refira ao PIB do agronegócio do Rio Grande do Sul, tece comentários acerca das diferenças entre alguns dos trabalhos citados.

crecentes dos demais setores da economia. Todavia, há que se salientar três conjuntos de restrições.

O primeiro consiste na situação de relativa vulnerabilidade da agricultura brasileira, tendo em vista o ganho de competitividade num mercado em declínio.

Analisando as exportações agrícolas na década de 90, Carvalho (2002) conclui que quase 80% das receitas resultaram de produtos de posicionamento desfavorável no mercado internacional. Afirma ainda que o esforço exportador realizado na última década não foi suficiente para libertar o país do estrangulamento externo em que se encontra.

A busca de diversificação das exportações agroindustriais brasileiras e a especialização em produtos de maior valor agregado e elasticidade-renda mais elevada, cujo posicionamento no mercado internacional é favorável, podem ser descritas como instrumentos de minoração do risco nas transações internacionais, tornando o país menos vulnerável ao mercado externo.

O segundo conjunto de restrições diz respeito à séria ameaça aos resultados favoráveis recentemente obtidos, em razão tanto da queda nos investimentos em pesquisa e extensão quanto de uma série de desafios: problemas jurídicos com as invasões, riscos sanitários, dificuldades regulatórias na área ambiental e deterioração da infra-estrutura econômica existente, particularmente transporte e logística.

Bonelli e Pessôa (1998) discorrem sobre o apoio estatal à pesquisa agrícola no país. Destacam a redução dos gastos governamentais em Ciência e Tecnologia (C&T), que alcançaram cerca de 0,4% como proporção do PIB no começo da década de 90, bastante aquém dos 2% a 3% verificados em países desenvolvidos e em desenvolvimento do leste asiático. Mencionam também a diminuição das participações

absoluta e relativa da EMBRAPA no total de gastos em pesquisa desde o final da década de 80, apesar do elevado retorno econômico decorrente das atividades de pesquisa que aquela instituição financia.

Araújo et al (2003) mencionam outras instituições que vêm contribuindo com investimentos em C&T para a modernização do setor agrícola brasileiro. Dentre elas, podemos citar o Instituto Agrônomo de Campinas (IAC), o Instituto Biológico (IB), o Instituto de Economia Agrícola (IEA) e o Instituto de Tecnologia de Alimentos (Ital).

As dificuldades no transporte rodoviário, os investimentos nos setores ferroviário e hidroviário, a modernização do complexo portuário marítimo e as questões regulatórias são enfatizadas por Caixeta Filho (2000).

A falta de investimentos e conservação, aliada à excessiva carga tributária, gera elevação dos custos dos produtos nos mercados interno e externo, acarretando perda de competitividade para o setor. Estudo recente da Confederação Nacional do Transporte (Pesquisa Rodoviária CNT 2004) aponta uma situação desfavorável da malha rodoviária nacional, com cerca de 75% da extensão pesquisada apresentando algum grau de imperfeição. Em outro, desenvolvido pelo Banco Mundial (2004), apresentado em seminário da UNCTAD (*United Nations Conference on Trade and Development*), os custos logísticos no Brasil são estimados em cerca de 20% do PIB, quase o dobro dos países da OCDE (Organização para Cooperação e Desenvolvimento Econômico).

O terceiro aspecto, por fim, relaciona-se às variadas formas de reserva de mercado adotadas pelas nações mais desenvolvidas, na defesa dos interesses do setor produtivo rural doméstico, apesar dos custos extremamente elevados imputados a consumidores e contribuintes. Estima-se que o custo total do apoio concedido à

agricultura nos países membros da OCDE tenha alcançado US\$ 314 bilhões no ano de 2002 (OECD Database 1986-2003).

1.2 Objetivos

O objetivo central da presente pesquisa consiste em examinar o papel de diversas variáveis econômicas (taxa de câmbio efetiva real, renda interna, renda externa, termos de troca e produtividade total dos fatores) sobre o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro, considerado no agregado, no período de 1970 a 2002.

Entre os objetivos específicos, tem-se: i) análise qualitativa da variável dependente (saldo da balança comercial do complexo agroindustrial); ii) análise qualitativa das variáveis independentes (taxa de câmbio efetiva real, renda interna, renda externa, termos de troca e produtividade total dos fatores); iii) ajuste de um modelo econométrico a fim de avaliar os efeitos das variáveis selecionadas sobre o saldo total do complexo agroindustrial; e, iv) estimar as elasticidades relevantes a partir do modelo econométrico selecionado.

1.3 Estrutura do trabalho

O presente trabalho está organizado em seis capítulos, além desta introdução. No capítulo 2, apresenta-se um breve histórico da política cambial brasileira, com o intuito de examinar as taxas de câmbio nominal e real, enfatizando o período a partir de julho de 1994. O capítulo 3 focaliza a revisão da literatura sobre as relações entre a taxa de câmbio, bem como outros fatores relevantes, e o saldo da balança comercial brasileira. O desenvolvimento do capítulo 4 tomou como fundamentação teórica as abordagens das elasticidades e da absorção, além de uma versão parcial do modelo IS-LM-BP,

denominada IS-TB. Em seguida, descreve-se o modelo econômico. No capítulo 5, que trata da metodologia, o modelo econométrico é apresentado, definem-se as variáveis e são descritos os critérios para a escolha do(s) modelo(s) a ser(em) analisado(s). O capítulo 6 compreende a análise e a discussão dos resultados empíricos do(s) modelo(s) de regressão selecionado(s). Por fim, o capítulo 7 reúne as conclusões da pesquisa.

2 PERSPECTIVA HISTÓRICA DA POLÍTICA CAMBIAL BRASILEIRA E EVOLUÇÃO DA TAXA DE CÂMBIO REAL NO PERÍODO 1970-2002

A fim de analisar o desenvolvimento histórico da política cambial brasileira, bem como suas repercussões sobre a taxa de câmbio, torna-se necessário distinguir entre taxa de câmbio nominal (TC_t) e taxa de câmbio real (TCR_t).

O conceito de taxa de câmbio nominal comumente refere-se ao preço em moeda estrangeira de uma unidade monetária doméstica num determinado instante do tempo. No entanto, em nosso país, convencionou-se adotar o preço da moeda nacional em termos da divisa estrangeira, sendo o dólar a moeda de referência⁹.

Uma medida de câmbio real amplamente empregada na literatura de economia internacional determina a relação estreita entre os preços dos bens internacionais, ou seja, bens comercializados internacionalmente (*tradeables*), e os preços dos bens domésticos (*non-tradeables*), excluindo-se do cálculo taxas, impostos e custos de transferência. Portanto, tem-se:

$$TCR_t = TC_t \frac{P_t^*}{P_t},$$

onde TC_t é a taxa de câmbio nominal bilateral (reais por dólar), P_t^* é o índice de preços do restante do mundo (índice de preços dos Estados Unidos, nosso principal parceiro comercial) e P_t é o índice de preços doméstico. Nesse contexto, um aumento da taxa de câmbio real representa uma desvalorização da moeda nacional, ao passo que uma queda significa uma valorização da moeda doméstica.

⁹ Refere-se ao dólar norte-americano, salvo quando consignado em contrário.

A hipótese crítica subjacente é a validade da lei do preço único, que admite a existência de um mecanismo de arbitragem no comércio internacional. Isto requer que as estruturas de cestas de referência sejam perfeitamente comparáveis. Em outras palavras, os preços domésticos dos produtos comercializáveis tendem a ser iguais aos preços internacionais convertidos pela taxa de câmbio nominal.

Porém, se admitirmos que as cestas são distintas, presumimos que todos os bens são intercambiados e excluimos alterações nos determinantes reais dos preços (alterações nas preferências dos consumidores, diferencial de produtividade). Nesse caso, a razão dos índices de preço nas duas economias é dada.

2.1 Antecedentes

A consolidação das categorias de exportação, criadas em 1953, possibilitou a comercialização de um número maior de produtos a taxas de mercado “livre”. Ao mesmo tempo em que as exportações foram gradativamente liberalizadas, com exceção de café e cacau, minimizou-se o grau de discriminação contra as exportações.

Em 1961 o mercado cambial brasileiro foi reformulado, retornando-se ao sistema de taxa de câmbio fixa esporadicamente ajustada. Foram abolidos os controles de câmbio e a política de taxas múltiplas de câmbio vigentes até então.

O período compreendido entre 1961 e 1964 foi marcado por uma política cambial instável, visto que a taxa de câmbio não acompanhou a aceleração do processo inflacionário, incentivando as importações e desestimulando as exportações. A instabilidade política por que passava o país não incentivava a entrada de capitais estrangeiros, agravando os desequilíbrios no balanço de pagamentos.

O governo que assumiu o poder em 1964, com o intuito de simplificar e conceder maior flexibilidade ao sistema, unificou as distintas taxas de câmbio. Todas as operações de exportação e importação foram transferidas para o mercado de câmbio “livre”. Diversos incentivos foram concedidos para promover as exportações, além de reajustes periódicos da taxa cambial pelas autoridades monetárias.

Os longos intervalos de taxas nominais constantes, ao lado de substanciais elevações dos preços, determinavam quedas significativas da taxa real, até que uma nova desvalorização viesse a corrigir a situação. Esse sistema baseado em maxidesvalorizações gerava vários problemas, expostos em seguida:

- As importações eram incentivadas porque os produtos importados tornavam-se mais baratos;
- As exportações, por sua vez, desestimuladas, já que o valor real recebido reduzia-se, sendo um fator de insegurança para o exportador;
- Dada a taxa de inflação e decorrido certo período de tempo após a última desvalorização, criavam-se períodos de instabilidade no mercado cambial. As expectativas de uma nova desvalorização alimentavam substanciais especulações contra a moeda nacional.

Em razão desses fatores, a adoção em agosto de 1968 do sistema de minidesvalorizações cambiais (*crawling peg*) pode ser considerada a pedra angular do sistema de incentivos à exportação. Pelo novo regime, as alterações cambiais deveriam ser realizadas mais freqüentemente e em menores percentuais, com o objetivo tanto de manter constante a taxa de câmbio efetiva real, ou seja, a relação entre o valor real da moeda nacional e o dos principais parceiros comerciais, quanto de evitar ataques especulativos.

A desvalorização também se tornaria um assunto político de menor relevância do que na ocasião em que acontecia uma única vez por ano. Em suma, as desvalorizações serviriam para afastar a atenção da necessidade de uma maior desvalorização real diante dos choques externos sofridos pelo país nos anos 70 e 80.

Homem de Melo e Zockun (1977, p. 19) expõem que “o grande mérito do sistema de minidesvalorizações foi o de ter reduzido a variância da taxa de câmbio real (pela frequência com que se ajustava a taxa nominal), reduzindo-se, em contrapartida, o risco associado à remuneração dos exportadores”. Em outras palavras, era a garantia necessária aos exportadores de que suas receitas em termos reais não mais se deteriorariam por causa de uma possível sobrevalorização cambial.

Concomitantemente, foram introduzidas várias medidas fiscais e creditícias de maneira a incentivar as exportações. Tais incentivos, como já enunciado, dirigiram-se principalmente ao setor industrial¹⁰.

2.2 A política cambial brasileira no período de 1970 a 2002

Entre 1968 e 1990 a política de minidesvalorizações, ainda que a regra nunca tenha sido explicitada pelas autoridades econômicas, parecia basear-se na versão relativa da paridade do poder de compra (*purchasing power parity*), enfoque pelo qual a variação percentual na taxa de câmbio segue a diferença entre as variações percentuais nas taxas de inflação doméstica e internacional, o que afeta a competitividade da economia com o restante do mundo.

Segundo Zini Jr. (1995, p. 118), “há evidências de que uma média ponderada das inflações de um pequeno número dos principais parceiros comerciais foi usada durante

¹⁰ Para maiores esclarecimentos a respeito de tais medidas, remete-se o leitor à bibliografia descrita na nota 6.

algum período”, não obstante diversos observadores acreditem que a inflação do índice de preços no atacado dos Estados Unidos fosse admitida como a taxa de inflação internacional.

Pastore et al. (1976) afirmam que a eficiência do critério da paridade relativa do poder de compra somente se verifica em determinadas condições, quais sejam, existência de taxas distintas de inflação nacional e internacional, equilíbrio inicial no balanço de pagamentos, além da estabilidade em outros parâmetros estruturais do sistema, especialmente no diferencial de crescimento da renda e nos termos de troca. No caso de modificações nestes parâmetros estruturais, a exemplo do ocorrido no segundo semestre de 1973, ocasião em que o primeiro choque do petróleo elevou os preços externos das importações num ritmo mais veloz que o crescimento dos preços externos das exportações, outros ajustamentos poderiam ser necessários.

Um acontecimento de extrema importância nas relações do comércio internacional merece destaque. Ao longo da década de 60, os Estados Unidos defrontaram-se com crescentes déficits no balanço de pagamentos. Em 1971 a situação tornou-se insustentável, tendo em vista o agravamento da inflação norte-americana, aliado a outros indicadores negativos do comportamento da economia. Naquele mesmo ano, o governo suspendeu a conversibilidade do dólar em ouro, o que representou uma desvalorização efetiva da moeda.

A suspensão da conversão no momento em que os Estados Unidos enfrentavam graves problemas de liquidez no mercado externo, devido à enorme quantidade de moeda em poder de banqueiros e bancos centrais dos demais países, significou o desmonte do arcabouço (padrão câmbio-ouro) que havia sido estabelecido na

Convenção de Bretton Woods (1944). O resultado daquela decisão foi a livre flutuação das taxas de câmbio dos países industrializados.

Bonomo & Terra (1999) destacam a estabilidade da taxa de câmbio real entre 1974 e 1978. Segundo os autores, isto representa uma mudança na política cambial, pois significa uma sobrevalorização da taxa de câmbio real com referência ao seu nível de equilíbrio.

A política econômica adotada em 1979 exigia uma desvalorização acelerada, com a eliminação gradativa dos incentivos às exportações, assim como a desaceleração do crescimento econômico, de modo a enfrentar os problemas de inflação e balanço de pagamentos. O segundo choque do petróleo agravou ainda mais a situação. O governo, então, foi obrigado a realizar uma maxidesvalorização de 30% da moeda nacional com relação ao dólar, interrompendo pela primeira vez a política de minidesvalorizações, juntamente com normas de redução das tarifas e dos subsídios.

Nos primeiros meses de 1980, o governo declarou a prefixação da taxa de desvalorização para o ano em 40%. Uma vez que a inflação anual se aproximava dos 100%, parecia óbvio que a desvalorização planejada conduziria a uma sobrevalorização do cruzeiro. Logo, grande parte das vantagens obtidas com a maxidesvalorização do ano anterior foi perdida. Em fins daquele ano a desvalorização prefixada foi abolida.

Até a segunda suspensão da política, em fevereiro de 1983, quando ocorreu novamente uma maxidesvalorização de 30%, os intervalos entre as minidesvalorizações foram de três a dez dias. Entre meados de 1983 e 1985, vinculou-se o cruzeiro ao dólar e as desvalorizações seguiram a inflação interna, medida pelo Índice Geral de Preços (IGP). No segundo e terceiro trimestres de 1985, as desvalorizações foram superiores à taxa de inflação interna, de forma a compensar a apreciação da moeda norte-americana no mercado internacional. No final de 1985, estabeleceu-se um sistema de

desvalorizações diárias, pré-anunciadas. O início de um novo plano de estabilização (Plano Cruzado), em fevereiro de 1986, interrompeu novamente a política. A taxa de câmbio permaneceu congelada entre os meses de março e outubro. Em fins daquele ano, com o recrudescimento da inflação, o regime de minidesvalorizações diárias foi reintroduzido.

No final do primeiro semestre de 1987, com a vigência do Plano Bresser, o cruzado foi desvalorizado em cerca de 9,5%. O Plano Verão, instaurado em janeiro de 1989, promoveu uma nova reforma monetária, sendo o cruzado novo a unidade do sistema monetário nacional. A taxa de câmbio sofreu nova minidesvalorização. Em contraposição ao programa de estabilização anterior, e mais em consonância com o Plano Cruzado, o câmbio permaneceu fixo por três meses. No início do segundo semestre de 1989 ocorreu nova desvalorização e as minidesvalorizações diárias foram retomadas. Percebe-se claramente ao longo desse período a instabilidade da política cambial brasileira.

A partir de março de 1990, o país implementou a taxa de câmbio flutuante. O Banco Central (BC) eximia-se da obrigatoriedade de fixar diariamente a taxa de câmbio. Todavia, como apontam Horta, Piani & Kume (1992) e Zini Jr. (1995), o regime cambial assemelhou-se mais à antiga fase de câmbio administrado (minidesvalorizações), na qual o governo arbitrava a taxa. O novo sistema caracterizou-se por ser um sistema de “flutuação suja” (*dirty floating*), pois à autoridade monetária foi proporcionada, mediante conveniência, flexibilidade para efetuar operações de compra e venda no mercado de divisas, objetivando acumular reservas internacionais e evitar a volatilidade da taxa no curto prazo.

Entre janeiro de 1990 e dezembro de 1991, duas novas tentativas de estabilização do processo inflacionário malograram (Planos Collor I e II). Nesse período, a taxa de câmbio no mercado variava conforme a taxa de inflação esperada para o mês. Contudo, o BC interveio no mercado, provocando desvalorizações acima das esperadas nos meses de outubro a dezembro de 1990 e a partir do final de setembro de 1991, ocasião em que a moeda nacional desvalorizou-se em 17% num único dia (Zini Jr., 1995, p. 31).

Até os primeiros meses de 1994, o mecanismo adotado pelo BC foi o de garantir a estabilidade real da taxa de câmbio, mediante desvalorizações diárias, balizadas pela expectativa de inflação. A consecução dessa política cambial foi dificultada pelo expressivo ingresso de divisas, estimulado pela diferença entre as taxas de juros reais doméstica e internacional, o que resultava em constantes pressões de valorização da taxa de câmbio. Como a demanda por divisas revelava-se insuficiente para que a taxa de câmbio seguisse trajetória compatível com a evolução dos preços, o BC passou a interferir no mercado absorvendo o excesso de divisas, provocando acúmulo de reservas internacionais.

Em março de 1994 foi criada uma unidade de conta alternativa, a Unidade Real de Valor (URV), em função da qual todos os preços da economia passaram a ser corrigidos, inclusive a taxa de câmbio¹¹. A cotação máxima de venda da moeda norte-americana pelo BC equivaleria ao valor da URV. Uma vez que o valor da URV era previamente conhecido, para viger no dia seguinte, os agentes econômicos passaram a ter conhecimento antecipado da máxima desvalorização diária que a moeda nacional poderia sofrer com relação ao dólar.

¹¹ Maiores detalhes acerca da política cambial brasileira no período pós-Plano Real podem ser obtidos em Lopes (2003).

Nos meses seguintes o mercado cambial continuou apresentando excesso de oferta de divisas, fato que gerou poucas pressões sobre a taxa de câmbio no sentido de atingir o teto estabelecido pela URV. O objetivo de manter uma certa estabilidade da taxa de câmbio real foi alcançado graças à tarefa de absorção do excedente de divisas pelo BC. Entre março e junho de 1994, a taxa de câmbio e a URV obtiveram variações idênticas.

A política cambial foi profundamente alterada a partir de julho. A cotação do real, a nova unidade monetária, foi estabelecida com base no valor da URV de 30 de junho (CR\$ 2.750,00). O nível de equilíbrio da taxa de câmbio passou a ser determinado pelo mercado e o BC comprometeu-se a vender dólares sempre que a taxa atingisse o limite máximo fixado, ou seja, R\$ 1 = US\$ 1.

O ingresso líquido de divisas, em decorrência do diferencial de taxas de juros reais evidenciado anteriormente, conduziu a uma valorização da moeda nacional, cuja cotação foi de R\$ 0,889 por dólar no final de agosto. Visando estimular a demanda por divisas, o BC adotou uma série de medidas. Entretanto, elas não lograram êxito, pelo menos no curto prazo, para reverter o processo de valorização do real frente ao dólar.

O BC foi obrigado, pela primeira vez após a implantação do real, a intervir no mercado de câmbio, nas duas últimas semanas de setembro. No mês seguinte, em virtude da crescente oferta líquida de divisas, a mesma estratégia foi adotada. De forma a conter a oferta e estimular a demanda por divisas, o BC lançou novas regras afetando os fluxos de origem tanto comercial quanto financeira.

Em dezembro de 1994, com a crise mexicana, houve elevação significativa da demanda por dólares. Na tentativa de impedir uma oscilação mais brusca da taxa de câmbio, o BC praticou nova interferência no mercado, comprando dólares. O resultado

foi uma variação cambial de apenas 2% naquele mês. A cotação de venda no mercado de taxas livres (comercial) encerrou o ano em R\$ 0,846 por dólar.

O início de 1995 requereu atenção redobrada por parte do governo quanto à política cambial. A repentina reversão do fluxo de capitais internacionais pôs em xeque a estratégia inicial do plano de estabilização. A deterioração da balança comercial agravava o déficit do balanço de pagamentos em conta corrente. Ao mesmo tempo, a rápida redução das reservas internacionais, decorrente do “efeito tequila”, poderia sinalizar aos agentes econômicos a iminência de uma modificação da regra cambial para evitar o colapso das contas externas.

No início de março, com vistas à eliminação das especulações quanto a uma possível desvalorização, o BC implantou o sistema de bandas cambiais que, na prática, não foi muito diferente de um regime de taxa de câmbio fixa administrada (*crawling peg*), fato salientado por Bonomo & Terra (1999).

O intervalo de flutuação da taxa de câmbio inicialmente fixado foi de R\$ 0,86 a R\$ 0,90 por dólar. Se a cotação da moeda nacional alcançasse o piso (limite mínimo), indicando sua valorização, a autoridade monetária compraria divisas. Por outro lado, se o teto fosse atingido (limite máximo), sinalizando uma desvalorização, ocorreria a venda de divisas, de modo a restabelecer a cotação dentro da banda cambial fixada.

A inexperiência com o sistema provocou um clima de desconfiança no mercado e gerou um movimento especulativo contra a moeda doméstica. No dia 10 de março, o BC foi forçado a alterar os limites da faixa cambial, que passaram a ser de R\$ 0,88 e R\$ 0,93 por dólar, de maneira a acomodar o câmbio à realidade do mercado.

As interferências do BC nos meses posteriores à implantação do sistema tinham o propósito de possibilitar uma desvalorização gradual do real frente ao dólar, sem

sinalizar a intensidade bem como a periodicidade dessas desvalorizações. Evitava-se, portanto, o ressurgimento da reindexação de preços com base na taxa de câmbio.

O mês de junho foi marcado por duas mudanças. Primeiro, foram instituídos os leilões de *spread*, nos quais as instituições autorizadas seriam obrigadas a definir taxas de compra e venda de divisas, conforme um *spread* estabelecido de antemão pelo BC. Segundo, os limites da banda cambial foram modificados novamente, passando para R\$ 0,91 e R\$ 0,99 por dólar. Tal ampliação conferiu maior flexibilidade na condução da política cambial. Mais uma vez criou-se a expectativa de uma desvalorização iminente, causando elevação da demanda por divisas. Ao final de 1995, a taxa de câmbio (comercial) situou-se em R\$ 0,973 para venda, significando desvalorização nominal de 15% no ano.

Em 1996 a condução da política cambial foi pautada nas diretrizes estabelecidas anteriormente. O Conselho Monetário Nacional (CMN) determinou, em janeiro, que os limites da banda cambial seriam definidos periodicamente pelo BC. Passaria esta instituição também a interferir obrigatoriamente no mercado de câmbio todas as vezes que os limites das faixas de flutuação, superior ou inferior, fossem atingidos. Naquele mesmo mês, houve alteração dos parâmetros da faixa para R\$ 0,97 e R\$ 1,06 por dólar, ou seja, valores aproximadamente 7% superiores aos vigentes desde junho de 1995. O intervalo não foi modificado nos meses subsequentes, sendo que a política cambial era cumprida mediante deslizamentos da intrabanda. A cotação de venda do dólar no segmento de taxas livres (comercial) encerrou o ano em R\$ 1,0394, com desvalorização acumulada de 6,88% em termos nominais.

Os saldos comerciais influenciaram o comportamento do mercado cambial no ano de 1996. Uma série de medidas foi tomada objetivando conter as importações e ao

mesmo tempo estimular o setor exportador, dentre elas a isenção do ICMS sobre as exportações de produtos primários e semi-elaborados, fato já destacado. Contudo, elas não foram suficientes para impedir a aceleração do processo de deterioração da balança comercial.

A condução da política cambial em 1997 seguiu rigorosamente a estratégia de desvalorizações gradativas da taxa de câmbio. Em 18 de fevereiro, ocorreu a única mudança nos limites da banda cambial, que passaram para R\$ 1,05 e R\$ 1,14 por dólar. Convém destacar que o BC sempre manteve a cotação dentro dos limites da intrabanda, por meio de sucessivas interferências no mercado de taxas livres.

Sob os reflexos da crise asiática, em fins de outubro, o governo adotou novas regras como forma de estimular a captação de capitais externos, aliadas à intervenção no mercado de câmbio. Pôde, portanto, enfraquecer as expectativas em favor de modificações na política cambial e preservar a estabilidade da moeda. A saúde do sistema financeiro brasileiro, assim como a suspensão da perda de reservas, em patamar elevado na ocasião, foram preponderantes para o restabelecimento do fluxo líquido de recursos ainda naquele ano. No final de dezembro, a cotação de venda do dólar (comercial) atingiu R\$ 1,1164, ou seja, desvalorização nominal acumulada de 7,41%.

Em 1998, não houve mudanças na orientação da política cambial. Os leilões de *spread*, que estabeleciam o ritmo das flutuações cambiais, foram mantidos. Em 20 de janeiro, os parâmetros da faixa cambial foram elevados para R\$ 1,12 e R\$ 1,22 por dólar. O influxo significativo de capitais, resultante das regras adotadas, permitiu recompor as reservas internacionais. Por outro lado, exigiu um número grande de leilões de compra (44) por parte do BC somente nos três primeiros meses do ano.

A partir de abril de 1998, o mercado de câmbio defrontou-se com uma situação de retração tanto do influxo de capitais quanto das reservas internacionais, magnificada pela crise asiática. Cumpre notar a não realização de leilões de venda em todo o ano, sobretudo em setembro, diferentemente do ocorrido em outubro de 1997.

O conjunto de medidas adotado após a crise russa, agravada a partir de agosto de 1998, visando incentivar o ingresso de recursos externos ou mesmo adiar a sua repatriação, não impediu a deterioração das reservas internacionais que, no mês de setembro, reduziram-se em US\$ 21,5 bilhões. No segundo semestre, as perdas totalizaram US\$ 36,1 bilhões. Ainda nesse ano, o país recorreu ao suporte da comunidade financeira internacional, através de um acordo coordenado pelo FMI, com o intuito de recompor as reservas internacionais e preservar a política cambial.

Em janeiro de 1999, a taxa cambial aproximou-se do limite superior da intrabanda. A cotação no segmento livre (venda) ao final de 1998 atingira R\$ 1,2087, equivalente à desvalorização de 8,27% em relação a dezembro do ano anterior. Diante da forte demanda por divisas, o BC decidiu elevar os limites da faixa de flutuação da taxa de câmbio para R\$ 1,20 e R\$ 1,32 por dólar, em 13 de janeiro. Outra norma adotada foi a unificação das posições de câmbio existentes nos segmentos livre (comercial) e flutuante (turismo), ressaltando-se que o método de registro das operações em ambos os segmentos não foi modificado.

O sistema de intrabanda, cujos limites eram fixados nos leilões de *spread*, foi abolido. A nova banda seria atualizada a cada três dias de acordo com a cotação média da taxa de câmbio referencial de venda e com parâmetros fixos.

No entanto, sem o mecanismo de intrabanda, a cotação aproximou-se rapidamente do teto da banda cambial recém-elevado, ao alcançar R\$ 1,3195 em 14 de

janeiro. No dia seguinte, o BC anunciou sua decisão de não intervir, deixando assim a definição do novo patamar por conta do mercado. A taxa de câmbio ultrapassou o limite superior da banda, fechando em R\$ 1,4659 para venda, desvalorizando-se 11,1% num único dia.

O abandono do regime de bandas, e conseqüente adoção do regime de livre flutuação, foi anunciado formalmente em 18 de janeiro de 1999. A taxa passaria a ser estabelecida pelo mercado interbancário, embora o BC pudesse interferir, de forma limitada e eventualmente, na compra ou venda de divisas com vistas a conter oscilações bruscas da taxa de câmbio num pequeno espaço de tempo. Ademais, a autoridade monetária editou regras com o propósito de adequar o mercado à política cambial que, com a mudança, perdeu para a política monetária (metas de inflação) a condição de âncora nominal mais importante da economia. A moeda norte-americana terminou o ano com depreciação acumulada de 48%, cotada a R\$ 1,7890 (venda).

Os primeiros três meses de 2000 confirmaram a diminuição das cotações do dólar, fruto da inexistência de pressões do setor externo, bem como da recuperação pelos agentes econômicos da confiança no país. O governo instituiu novas medidas direcionadas a garantir o fluxo de capitais estrangeiros. Novas pressões sobre a taxa de câmbio surgiram a partir do segundo semestre por causa da conjuntura internacional desfavorável, evidenciada pela tendência de crescimento dos preços do petróleo, aliada aos sinais de aquecimento da economia norte-americana, gerando temores de que o *Federal Reserve* (Fed) pudesse elevar as taxas de juros.

O ano de 2001 foi marcado pela turbulência nos ambientes interno (crise do setor elétrico) e externo (recessão norte-americana, instabilidade argentina, estagnação japonesa e redução da taxa de crescimento nos países da zona do euro). O BC

novamente editou diversas normas ao longo do ano a fim de regulamentar os fluxos de recursos externos.

A partir do segundo semestre, a autoridade monetária passou a intervir no mercado com mais frequência. Em setembro, um novo acordo com o FMI foi oficializado. O cenário desfavorável, agravado pelo atentado terrorista de 11 de setembro, exerceu pressões significativas sobre a taxa de câmbio, que naquele mês alcançou o pico de R\$ 2,8007. A cotação em fins de dezembro foi de R\$ 2,3204 ante R\$ 1,9554 ao final de dezembro de 2000, significando depreciação de 18,67% em termos nominais.

No período compreendido entre novembro de 2001 e meados de abril de 2002, a taxa de câmbio manteve-se relativamente estável, em virtude do descolamento do risco Brasil da crise argentina, possibilitado pela percepção do mercado financeiro com referência à solidez dos fundamentos macroeconômicos domésticos. Nova turbulência financeira foi registrada a partir do final de abril, fomentada por uma diversidade de fatores: incertezas quanto aos rumos do processo eleitoral brasileiro, piora na classificação do país pelas agências internacionais de risco, agravamento da crise argentina e dificuldades no mercado de ações dos Estados Unidos originadas pelo descobrimento de fraudes contábeis em grandes corporações.

No final de julho de 2002, o risco Brasil, medido pelo *Emerging Market Bond Index* (Embi-Brasil) ultrapassou o patamar de 2300 pontos ante os 857 pontos verificados três meses antes. A moeda norte-americana, por sua vez, excedeu os R\$ 3. As medidas emergenciais adotadas pelo governo, dentre elas a elevação das alíquotas dos depósitos compulsórios (à vista, a prazo e poupança), não impediram maiores pressões sobre o câmbio. O mercado revelava-se bastante inseguro para adquirir títulos

do governo e exigia altas taxas de remuneração, reivindicação que não foi aceita pelo BC. Em 23 de outubro, uma semana antes do segundo turno das eleições presidenciais, a taxa de câmbio alcançou a cotação máxima do Plano Real (R\$ 3,9552 por dólar).

Após o processo eleitoral, a taxa de câmbio iniciou trajetória descendente, fechando o ano em R\$ 3,5333, reflexo da percepção positiva dos agentes econômicos diante do compromisso assumido pelo novo governo de manter a austeridade fiscal assim como a estabilidade dos preços.

2.3 Evolução da taxa de câmbio real

Vários aspectos devem ser levados em consideração a respeito de qual índice de preços a considerar nas comparações da taxa de câmbio real. Um problema prático geralmente encontrado consiste na ausência de índices de preços apropriados para os cálculos. A idéia é usar os índices disponíveis como *proxies* para os preços dos bens comercializáveis (*tradeables*) e não-comercializáveis (*non-tradeables*).

Schiff & Valdés (1998) reforçam a distinção entre os dois tipos de produtos, abordando o mecanismo de formação de preços de cada um. Os preços dos produtos não-comercializáveis são formados a partir do equilíbrio entre oferta e demanda domésticas. No caso dos produtos comercializáveis, os preços determinam-se pelos mercados mundiais, juntamente com os subsídios, as taxas sobre o comércio e a taxa de câmbio nominal.

A Figura 2 ilustra a comparação entre três medidas empíricas de deflação da taxa de câmbio nominal. O período amostral, com frequência mensal, estende-se de 1970 a 2002. O mês de julho de 1994, primeiro mês do Plano Real, foi adotado como base.

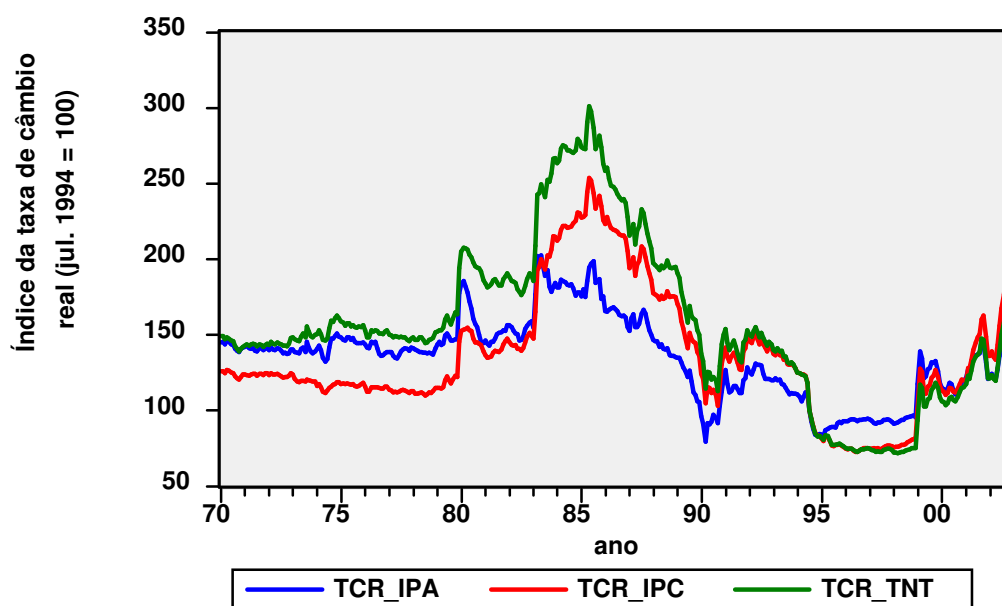


Figura 2 – Evolução da taxa de câmbio real do Brasil de 1970 a 2002 (diferentes indicadores).

Fonte: Cálculos do autor com dados do *International Financial Statistics* (taxa de câmbio nominal em reais e índices de preços dos Estados Unidos) e Ipeadata (índices de preços do Brasil).

A primeira versão (TCR_IPA) considera a razão entre os índices de preços por atacado nos Estados Unidos (*producer price index*) e no Brasil (IPA-OG da FGV¹²). Na segunda (TCR_IPC), são utilizados os índices de preços ao consumidor nos Estados Unidos (*consumer price index*) e no Brasil (IPC-RJ da FGV¹³). Por fim, a razão entre os preços dos *tradeables* e *non-tradeables* (TCR_TNT) é representada pela razão entre o índice de preços por atacado nos Estados Unidos e o índice de preços ao consumidor no Brasil. Percebe-se que os movimentos de longo prazo das três séries são bastante semelhantes.

¹² A disponibilidade Interna (DI) expressa o valor adicionado pela produção menos o valor exportado mais o valor adicionado pela importação. A oferta global (OG) diferencia-se pela ponderação atribuída a produtos de exportação.

¹³ O Índice de Preços ao Consumidor - Rio de Janeiro (IPC-RJ) da Fundação Getúlio Vargas, outrora Índice de Custo de Vida (ICV) - Rio de Janeiro, e o Índice de Preços ao Consumidor da Fundação Instituto de Pesquisas Econômicas (IPC-FIPE) são os únicos índices de preços ao consumidor que abarcam o período em estudo.

Convém salientar que nenhum dos conceitos empregados pode perpetuar sua eficácia, visto que nenhum deles diferencia perfeitamente as influências do comportamento dos preços dos bens comercializáveis e não-comercializáveis.

O índice de preços por atacado (IPA) reflete os preços relativos no nível dos produtores e confere maior peso ao preço de produtos agrícolas de grande safra e industriais, bens que podem ser caracterizados como comercializáveis com o restante do mundo. Conforme Zini Jr. (1995, p. 131-2), o problema é que os preços dos bens que entram no comércio internacional tendem a igualar-se nos países. Assim, haverá distorção na medida das desvalorizações reais da moeda doméstica, pois a medida de taxa de câmbio real admitindo o IPA tenderá a uma menor variação.

O índice de preços ao consumidor (IPC) revela a variação dos preços finais pagos pelos consumidores e inclui uma proporção maior de bens e serviços produzidos para uso doméstico (bens não-comercializáveis). Por isso, esse índice não deve ser utilizado como medida do grau de competitividade de uma economia.

Williamson & Milner (1991, p. 247-8) mencionam um exemplo interessante. Na década de 60, o Japão, um dos países de crescimento mais veloz, experimentou uma inflação doméstica acima da taxa de seus principais parceiros comerciais, que cresciam mais vagarosamente, a exemplo dos Estados Unidos. Pela análise das elasticidades, assunto abordado no capítulo 4, o país asiático em breve defrontar-se-ia com um déficit comercial. Entretanto, a inflação japonesa (medida pelo IPC) refletia a elevação dos preços relativos dos bens não-comercializáveis, fruto do rápido aumento da produtividade dos bens comercializáveis. Logo, o uso do IPC com a finalidade de medir a competitividade japonesa conduzia a resultados equivocados. Um índice de preços mais fortemente influenciado pelo preço dos bens comercializáveis, como o valor

unitário das exportações, mostrava queda dos preços japoneses em relação aos preços norte-americanos.

Outro problema refere-se às deficiências estatísticas. A comparação entre países pode não ser apropriada em virtude das diferenças na metodologia de cálculo, nas ponderações utilizadas e na cesta de produtos considerada pelos índices.

As diferentes medidas empíricas da taxa de câmbio real muitas vezes modificam significativamente a avaliação sobre a magnitude da defasagem cambial, conforme exposto a seguir.

No período compreendido entre julho de 1994 e dezembro de 1998 a taxa de câmbio nominal acumulou uma variação aproximada de 29,20%¹⁴. Considerando a evolução dos preços medida pelo IPA-OG do Brasil (71,41%) e pelo IPA dos Estados Unidos (1,91%) no período citado, a desvalorização nominal da taxa de câmbio para manter a paridade real de julho de 1994 deveria ter sido em torno de 68,20%. Portanto, a defasagem cambial acumulada no período anterior à má desvalorização do Real foi aproximadamente de 30,19%.

Por outro lado, admitindo-se o IGP-DI¹⁵ como indicador da inflação doméstica, cuja variação no período foi de 89,73%, a desvalorização nominal que deveria ter ocorrido para que a taxa de câmbio real fosse mantida no mesmo patamar de julho de 1994 seria próxima de 86,18%. Por conseguinte, a defasagem cambial acumulada nos primeiros quatro anos e meio de vigência da nova moeda situou-se em 44,11%.

¹⁴ A taxa média de câmbio (comercial) foi de R\$ 0,9330 por dólar e R\$ 1,2054 por dólar, respectivamente, nos meses de julho de 1994 e dezembro de 1998.

¹⁵ O Índice Geral de Preços - Disponibilidade Interna (IGP-DI), calculado pela FGV, é composto pelo Índice de Preços por Atacado - Disponibilidade Interna (IPA-DI), o Índice de Preços ao Consumidor (IPC) e o Índice Nacional de Custos da Construção (INCC), com ponderações de 60%, 30% e 10%, respectivamente.

Os mesmos cálculos foram realizados visando retratar o período após o abandono do regime de bandas cambiais. A taxa de câmbio média no período entre janeiro de 1999 (R\$ 1,5019) e dezembro de 2002 (R\$ 3,6251) apresentou uma variação nominal de 141,37%.

O IPA dos Estados Unidos variou 8,22% no período mencionado. Utilizando os índices IPA-OG (118,82%) e IGP-DI (83,87%) como medidas do comportamento dos preços internos, conclui-se que houve uma depreciação nominal superior à necessária para manter a taxa de câmbio real no mesmo nível de janeiro de 1999. No primeiro caso, essa taxa seria de 102,20% e no segundo, 69,90%.

3 REVISÃO DA LITERATURA

Dentre as diversas variáveis macroeconômicas que influenciam o complexo agroindustrial, inclui-se a taxa de câmbio. Constatou-se no capítulo anterior que as distintas políticas cambiais adotadas entre 1970 e 2002 modificaram substancialmente a taxa de câmbio real. Neste capítulo são apresentadas várias formas de abordar e estudar as repercussões dos movimentos da taxa de câmbio e de outros fatores relevantes sobre a balança comercial no Brasil.

O conceito de *agricultural treadmill*¹⁶, introduzido por Cochrane (1958), é bastante simples e engenhoso. O modelo admite que os produtores tentam constantemente obter melhores retornos mediante a adoção de uma nova tecnologia. Os produtores mais dinâmicos, dispostos a adotá-la, ampliam suas margens de lucro por causa da redução nos seus custos unitários de produção. À medida que outros produtores a adotam, a produção aumenta. Considerando que a demanda é altamente inelástica, há um declínio no preço do produto. Os produtores que adotaram a tecnologia tardiamente são forçados a inovar para sobreviver. Aqueles que não a adotaram saem do negócio, pois seus custos unitários não diminuem. Os únicos ganhadores do processo no longo prazo serão os consumidores.

Embora retratando os impactos da taxa de câmbio sobre a agricultura norte-americana, não podemos deixar de tecer algumas considerações a respeito do célebre artigo de Schuh (1974). O autor atenta para o fato de que aquela variável havia sido sistematicamente omitida nas análises econômicas do setor.

¹⁶ Parece não haver uma tradução para o termo. *Treadmill* era uma bomba d'água movimentada pelos passos do fazendeiro sem que ele saísse do lugar. A idéia é a de que os produtores andam, porém ficam no mesmo lugar.

Durante a década de 50, o “problema agrícola” (*farm problem*) tinha sido descrito como uma questão de natureza tecnológica que induzia a um investimento maciço na produção e distribuição, resultando num forte declínio dos preços dos produtos agrícolas. O dilema, segundo o qual um país com uma agricultura tecnologicamente avançada dependia de subsídios às exportações em vez da sua competitividade no mercado internacional, encontrava-se sem explicação.

O argumento comumente utilizado baseava-se na idéia de que as intervenções de política agrícola da época, consubstanciadas por programas de preços de suporte e esquemas nos quais parte da área cultivável das propriedades agrícolas não podia ser explorada (*land retirement schemes*), haviam criado as condições para a supervalorização dos recursos agrícolas.

Schuh apresentou uma nova interpretação. A sobrevalorização da moeda norte-americana na década de 50 havia deprimido os preços e as exportações agrícolas, gerando uma subvalorização ineficiente dos recursos agrícolas. Nesta perspectiva, o resultado do programa de preços de suporte tinha funcionado como contrapeso aos efeitos negativos sobre o setor. Os preços continuaram declinando nos anos 60 e o governo compensou as perdas dos proprietários de terra por meio de pagamentos diretos. As desvalorizações ocorridas no início da década de 70 promoveram um realinhamento do dólar em relação às demais moedas e, como conseqüência, as exportações agrícolas experimentaram um crescimento vigoroso.

Schuh (1974) conclui não ser possível obter uma compreensão adequada do desempenho do setor agrícola sem levar em conta a taxa de câmbio. Além de ser um relevante influenciador da taxa de adoção de novas tecnologias, ela representa um

importante fator de distribuição dos benefícios tecnológicos entre produtores e consumidores.

Mais recentemente, Schuh (1998) destaca os efeitos negativos decorrentes da sobrevalorização cambial sobre o segmento exportador da agricultura brasileira. Enfatiza que as exportações são implicitamente taxadas, ao passo que as importações recebem um subsídio.

Vários autores abordaram as repercussões da taxa de câmbio sobre as exportações de produtos agrícolas, produtos industrializados e o saldo da balança comercial brasileira. Os estudos geralmente consideram a variável taxa de câmbio sob dois aspectos: taxa real e taxa efetiva real¹⁷. Em função do nível de agregação dos dados, do método de estimação e do período de análise, dentre outros aspectos, existem diferenças nos valores encontrados das elasticidades.

Suplicy (1979), considerando o período 1964-1971, estima uma equação para a oferta de exportação de produtos básicos na forma logarítmica. Entre os 28 produtos analisados, excluindo-se o café, estão algodão, açúcar, cacau e minério de ferro. A variável taxa de câmbio real foi introduzida como uma das variáveis independentes. O coeficiente da elasticidade-câmbio calculado para as exportações daqueles produtos foi igual a 0,5464.

Tyler (1982) revela que alguns estudos indicam uma elevada correlação entre modificações na taxa de câmbio e exportações brasileiras de produtos industrializados, com elasticidades variando entre 1,0 e 1,5. Os valores obtidos para as elasticidades-câmbio desses produtos, respectivamente por Suplicy (1979) e Viana (1993), foram de 0,969 e 1,79.

¹⁷ As definições apresentadas nas páginas 12 e 60, respectivamente, mostram a diferença entre essas duas taxas.

Braga & Markwald (1983) analisam os impactos de uma desvalorização cambial sobre os preços (em dólares) e as quantidades exportadas, bem como o efeito líquido sobre a receita das exportações brasileiras de manufaturados. Um modelo de equações simultâneas foi estimado levando-se em conta dados anuais para o período de 1959 a 1981. Os resultados sugerem um impacto pouco significativo no curto prazo, como consequência das diferentes velocidades de ajustamento dos preços e das quantidades. No longo prazo, todavia, o impacto torna-se expressivo.

O “efeito J”, bastante conhecido na literatura, caracteriza-se pela deterioração da balança comercial imediatamente após uma desvalorização cambial. Contudo, segundo Braga & Rossi (1987), o resultado contrário pode ocorrer. Normalmente, uma deterioração da taxa de câmbio precede as desvalorizações mais acentuadas, sinalizando a provável decisão por parte do governo. Neste momento, os exportadores procuram postergar as suas vendas, ao passo que os importadores tentam antecipar as suas compras. Na medida em que as expectativas dos agentes econômicos se confirmem, as consequências seriam um rápido crescimento das exportações e uma diminuição substancial das importações imediatamente após a desvalorização.

Esses autores estimam uma equação para a balança comercial brasileira, empregando a técnica de defasagem polinomial invertida, com base em dados trimestrais para o período entre 1970 e 1984. Os valores encontrados para as elasticidades de longo prazo foram os seguintes: renda interna, -3,2; renda mundial, 9,6; taxa de câmbio real, 3,9.

Zini Jr. (1989) estima uma equação semelhante usando dados anuais de 1965 a 1985. As rendas reais do país e do restante do mundo possuem grande influência sobre o

saldo comercial. Os coeficientes estimados apresentam os sinais esperados e são significativos, com exceção da taxa de câmbio real.

Locatelli & Silva (1991) apresentam uma metodologia alternativa de cálculo da taxa de câmbio real no período entre 1982 e 1990, com o intuito de analisar a competitividade das exportações. Para isso, desenvolvem um modelo multisetorial e derivam um índice de preços domésticos de bens comercializáveis, construído a partir de três grupos de produtos (bens do setor público, agrícolas e industriais). Os resultados mostram perdas na competitividade das exportações brasileiras e uma defasagem cambial acumulada.

Martner (1992) procura captar simultaneamente as repercussões de uma desvalorização sobre o saldo comercial, entre outras variáveis. A peculiaridade deste trabalho reside no fato de que a hipótese tradicional de “país pequeno”, segundo a qual o país exporta e importa bens e serviços a um preço estipulado no mercado internacional, não é considerada. Os três exercícios de simulação realizados indicam que um aumento da taxa de câmbio real possui impacto pouco relevante, ainda que positivo, sobre o valor do saldo comercial. Não obstante, verifica-se que o efeito sobre o volume de comércio é mais significativo.

Carvalho (1995), considerando o período de junho a dezembro de 1994, analisa a modificação na receita proveniente das exportações de três produtos básicos (suco de laranja, farelo de soja e café em grão) induzida por uma alteração nas seguintes variáveis: preço externo, quantidade exportada e câmbio. Em determinados momentos, esta última constituiu um dos fatores decisivos da mudança na receita daqueles produtos, embora tenha exercido menor influência em comparação às demais variáveis.

Os trabalhos enfocados até o presente momento usam técnicas econométricas convencionais. Como grande parte das séries econômicas é não-estacionária (Nelson & Plosser, 1982), as estimativas obtidas podem revelar relações espúrias. Em outras palavras, ao fazermos análise de regressão com séries não-estacionárias, há o perigo de obtermos resultados aparentemente significantes a partir de dados não relacionados.

O procedimento usualmente adotado a fim de evitar regressões espúrias consiste em estimar a regressão tomando-se as primeiras diferenças das variáveis. No entanto, a crítica feita a tal procedimento é que os coeficientes estimados refletem apenas ajustamentos de curto prazo e, portanto, informações valiosas de longo prazo são perdidas.

A evolução no estudo de séries temporais ao longo dos anos 80 permitiu o surgimento da análise de cointegração, segundo a qual é possível testar se séries não-estacionárias exibem uma relação linear de equilíbrio no longo prazo. Em caso afirmativo, as séries são ditas cointegradas e existe um modelo de correção de erros que mostra o comportamento dinâmico de curto prazo entre as séries consideradas. O uso desse instrumental possibilita estimar regressões a partir de variáveis não-estacionárias, satisfeitas algumas condições, sem que relações espúrias sejam captadas.

Como foi observado por Nunes (1994), mesmo que as séries de câmbio real e saldo comercial possuam tendências estocásticas, elas podem flutuar em conjunto, existindo uma relação linear entre este conjunto de variáveis. Mais do que isto, a cointegração das séries temporais pode revelar se a taxa de câmbio real constitui um bom previsor do saldo comercial.

Rose (1991) estima equações para a balança comercial, com base em dados mensais de 1974 a 1986, considerando cinco países da OCDE: Alemanha, Canadá,

Japão, Reino Unido e Estados Unidos. Dentre os métodos utilizados, foram efetuados testes de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) pretendendo testar a hipótese nula de não-cointegração entre a balança comercial e os logaritmos das variáveis taxa de câmbio real, renda interna e renda externa. Os resultados apontam para a não-rejeição da hipótese nula, isto é, que não existe um relacionamento linear estável de longo prazo entre as variáveis supracitadas.

Os trabalhos conduzidos por Ferreira (1993) e Nunes (1994) empregam dados trimestrais e utilizam a análise de cointegração baseada no método de Engle e Granger. O primeiro compreende os anos de 1977 a 1989. O segundo cobre do primeiro trimestre de 1975 ao terceiro trimestre de 1991. Ambos comprovam a existência de uma associação positiva de longo prazo entre o nível da taxa de câmbio real e o saldo da balança comercial brasileira. Quanto ao último estudo mencionado (Nunes, 1994), é importante ressaltar que essa relação somente foi verificada quando se considerou o índice de preços por atacado dos Estados Unidos no numerador e o índice do custo de vida do Brasil no denominador.

Castro & Cavalcanti (1998) estimam equações de exportação e importação nas formas totais e desagregadas para o Brasil a partir de observações anuais no período 1955-1995. No que tange às exportações, são analisados produtos manufaturados, semimanufaturados e básicos. Do lado das importações, são considerados bens de capital, bens intermediários exclusive petróleo e bens de consumo.

No que concerne às equações de exportações, verificou-se que a taxa de câmbio real pode ser considerada uma variável exógena e que suas modificações têm impactos positivos tanto no curto quanto no longo prazo sobre os valores exportados das categorias analisadas. As exceções constituem os efeitos de curto prazo das alterações

na taxa de câmbio real sobre os valores das exportações totais e de produtos básicos, que não se revelaram estatisticamente significantes.

Com referência às equações de importações, constatou-se que a taxa de câmbio pode igualmente ser admitida como uma variável exógena e que suas mudanças possuem um impacto negativo a curto e longo prazos sobre o valor das importações por categoria de produto.

O estudo de Almeida (1998) pode ser considerado pioneiro, pois envolve uma análise dos efeitos da taxa de câmbio real sobre a balança comercial de produtos agropecuários e agroindustriais do Brasil. As observações são anuais e correspondem ao período 1961-1995. O autor argumenta que as respostas aos estímulos de preços resultantes de alterações na taxa de câmbio real são defasadas e cumulativas. Destaca também que a baixa elasticidade-preço da oferta de produtos de exportação e da demanda de importações agropecuárias é uma explicação para a pouca significância, estatisticamente, das variações na taxa de câmbio real sobre o saldo comercial agrícola total no curto prazo.

Alves & Bacchi (2004) utilizam a metodologia de Auto-Regressão Vetorial (VAR) considerando dados de outubro de 1995 a dezembro de 2002 com o propósito de estimar uma função de oferta de exportação brasileira para o açúcar. Os resultados revelam que a desvalorização cambial causa um aumento expressivo da quantidade exportada, especialmente no terceiro mês após o choque. O preço de exportação também possui grande relevância na determinação do *quantum* exportado. Por outro lado, uma elevação do preço doméstico e da renda interna causa uma redução da quantidade exportada.

As evidências empíricas corroboram o argumento de que a taxa de câmbio representa uma variável de suma importância nas transações externas do Brasil com o restante do mundo e, portanto, seu papel não deve ser negligenciado. Adicionalmente, é preciso lembrar que a partir da segunda metade dos anos 70 a economia brasileira defrontou-se com um excessivo processo de indexação dos preços. Tal fato contribuiu para a minimização dos impactos das desvalorizações nominais da moeda nacional sobre alterações na taxa de câmbio real e, por conseguinte, poderá ter reduzido a resposta das exportações àquelas desvalorizações.

4 ARCABOUÇO TEÓRICO

O presente capítulo tem a finalidade de identificar de que maneira a taxa de câmbio e outros fatores afetam a balança comercial. Inicialmente, são analisados três enfoques de ajustamento da balança comercial: abordagem das elasticidades, abordagem da absorção e uma versão parcial do modelo IS-LM-BP¹⁸, denominada IS-TB. Em seguida, com base no referencial discutido anteriormente, define-se uma equação para o saldo total do complexo agroindustrial brasileiro e apresentam-se os efeitos esperados das variáveis explicativas.

Optou-se por desconsiderar o enfoque monetário do balanço de pagamentos tendo em vista que o trabalho focaliza os ajustamentos ocorridos no lado real da economia (oferta e demanda de bens e serviços). A idéia central da abordagem monetária é que os problemas do balanço de pagamentos são fenômenos essencialmente monetários.

4.1 Abordagem das elasticidades

A abordagem das elasticidades evidencia o mercado de divisas estrangeiras e as funções de oferta e demanda por divisas. A oferta depende das receitas com exportações e entradas de capital, enquanto a demanda é determinada pelos gastos com importações e saídas de capital. A taxa de câmbio é compreendida como o preço da divisa estrangeira que permite o equilíbrio entre oferta e demanda.

A questão que se coloca para fins de análise é o impacto de uma desvalorização sobre a balança comercial. Supondo que não existem fluxos de capitais, a conta corrente

¹⁸ O modelo IS-LM-BP, também conhecido como modelo Mundell-Fleming, constitui o alicerce da macroeconomia aberta. A idéia é estender o modelo keynesiano simples (IS-LM), incorporando o setor externo, para examinar as economias sob regimes de taxa de câmbio fixa e flexível.

igualar-se à balança comercial. Uma desvalorização do câmbio deve aumentar o preço em moeda local dos produtos importados e reduzir a quantidade importada. Ao mesmo tempo, deve haver uma redução do preço dos produtos exportados em divisas estrangeiras e uma elevação da quantidade exportada.

O efeito de uma desvalorização cambial sobre o saldo da balança comercial, expresso em moeda estrangeira, dependerá das elasticidades-preço da oferta e da demanda de exportações e importações. De acordo com Williamson & Milner (1991, p. 196), partindo-se de uma posição inicial de equilíbrio, a condição necessária e suficiente para uma desvalorização melhorar a balança comercial, denominada condição Marshall-Lerner, apresenta a seguinte especificação¹⁹:

$$\left[\frac{\varepsilon_x (\eta_x - 1)}{\varepsilon_x + \eta_x} + \frac{\eta_m (\varepsilon_m + 1)}{\varepsilon_m + \eta_m} \right] > 0 \quad (4.1)$$

em que:

ε_x = elasticidade-preço da oferta de exportações (elasticidade-preço da oferta de exportações de produtos do país examinado);

η_x = elasticidade-preço da demanda de exportações (elasticidade-preço da demanda de importações do restante do mundo pelos produtos do país examinado);

ε_m = elasticidade-preço da oferta de importações (elasticidade-preço da oferta de exportações de produtos do restante do mundo);

η_m = elasticidade-preço da demanda de importações (elasticidade-preço da demanda de importações do país examinado pelos produtos do restante do mundo).

¹⁹ Uma derivação completa da condição Marshall-Lerner pode ser encontrada em Södersten (1980, p. 364-366).

As elasticidades apresentam as seguintes definições:

$$\begin{aligned}\varepsilon_x &= \frac{dx}{dP_x} \frac{P_x}{x} & \eta_x &= -\frac{dx}{dP_x^*} \frac{P_x^*}{x} \\ \varepsilon_m &= \frac{dm}{dP_m^*} \frac{P_m^*}{m} & \eta_m &= -\frac{dm}{dP_m} \frac{P_m}{m}\end{aligned}$$

onde:

x e m são, respectivamente, os volumes de exportações e importações;

P_x e P_m são os preços das exportações e importações em moeda doméstica, convertidos pela taxa de câmbio nominal (e). Ou seja, $P_x = e P_x^*$ e $P_m = e P_m^*$.

Portanto, P_x^* e P_m^* são os preços das exportações e importações em moeda estrangeira, respectivamente.

Percebe-se que ε_x e η_m são definidas em preços internos, ao passo que η_x e ε_m são definidas em preços externos.

Dois casos especiais são frequentemente mencionados na literatura e em ambos parte-se de uma situação inicial de equilíbrio na balança comercial.

O primeiro é denominado modelo de um país pequeno. Assume-se que a demanda por exportações e a oferta de importações são infinitamente elásticas ($\eta_x = \varepsilon_m = \infty$). Tomando-se o limite de (4.1), a condição para que uma desvalorização produza um efeito positivo sobre a balança comercial é que a soma das elasticidades-preço da oferta de exportações e da demanda por importações seja positiva, como expresso a seguir:

$$(\varepsilon_x + \eta_m) > 0 \quad (4.2)$$

O segundo caso tem despertado interesse na literatura de economia internacional e é conhecido como a condição de Marshall-Lerner, também atribuída a Bickerdike,

Metzler e Robinson. O limite de (4.1), com a oferta de exportações e a oferta de importações infinitamente elásticas ($\varepsilon_x = \varepsilon_m = \infty$), resulta em:

$$(\eta_x + \eta_m) > 1 \quad (4.3)$$

Conforme a expressão (4.3), para haver uma melhoria da balança comercial resultante de uma desvalorização cambial, a soma das elasticidades-preço da demanda por exportações e da demanda por importações deve exceder a unidade.

Uma vez que as elasticidades-preço das demandas e das ofertas foram definidas como positivas (ausência de bens de Giffen), a condição de Marshall-Lerner não será satisfeita no caso em que a demanda por exportações e a demanda por importações forem inelásticas ($\eta_x = \eta_m = 0$). Pode-se verificar isto tomando o limite de (4.1). Nestas condições, o saldo comercial sempre piora depois de uma desvalorização da moeda doméstica.

A possibilidade expressa no parágrafo anterior constitui o fundamento para o lento percurso de ajustamento dos volumes de comércio frente às mudanças de preço induzidas pela desvalorização, fenômeno na literatura conhecido como “curva J”.

O enfoque das elasticidades pressupõe dois impactos sobre o saldo da balança comercial. Por um lado, uma desvalorização induz a uma deterioração nos termos de troca, ou seja, haverá uma redução dos preços, em moeda externa, das exportações do país relativamente ao preço das suas importações. Por outro, eleva a competitividade externa. As quantidades exportadas tendem a aumentar, em razão da maior receita (em moeda doméstica) por unidade adicional exportada, e as quantidades importadas a diminuir, em função dos preços mais elevados (em moeda doméstica) das importações.

Para que o efeito líquido sobre o saldo comercial seja positivo, torna-se necessário que os ganhos de competitividade (melhoria em volume) sejam superiores ao efeito perverso da queda nos termos de troca (deterioração em valor).

No caso estrito de país “pequeno”, os termos de troca, expressos em divisa estrangeira, independem das suas políticas internas. Como o volume de exportações e importações representa uma parcela pouco significativa do comércio internacional total, o país não possui a capacidade de influenciar os preços em moeda externa dos bens comercializados. Assim, os preços são determinados pela interação entre oferta e demanda no mercado internacional e o país pode comprar e vender as quantidades que desejar, *ceteris paribus*.

Williamson & Milner (1991, p. 200-201) argumentam que uma desvalorização piora os termos de troca se o produto das elasticidades de oferta ($\epsilon_x \epsilon_m$) for superior ao produto das elasticidades da demanda ($\eta_x \eta_m$). Percebe-se que essa condição é válida para o segundo caso anteriormente exposto, no qual supõe-se que as elasticidades de oferta de exportações (ϵ_x) e de oferta de importações (ϵ_m) tendem para o infinito.

As críticas à abordagem tradicional das elasticidades assumem diversos pontos de vista. Södersten (1980, p. 366), por exemplo, enuncia que os resultados do enfoque aqui estudado estão calcados numa análise de equilíbrio parcial, e não de equilíbrio geral. As elasticidades descritas refletem ajustamentos parciais de curto prazo.

As repercussões sobre renda, nível geral de preços e os aspectos monetários em virtude de uma desvalorização, entre outros fatores, não foram tratados adequadamente ou simplesmente negligenciados (Zini Jr., 1993, p. 49-51).

Dentre outras versões da abordagem das elasticidades que surgiram com o objetivo de incorporar a renda e o nível geral de preços, pode-se citar o trabalho de

Harberger (1950). Em sua versão, para uma desvalorização produzir um efeito favorável sobre o saldo da balança comercial, o efeito-renda requer um decréscimo da renda real no país que desvalorizou a moeda comparativamente à renda do restante do mundo. A queda na renda real deve implicar uma diminuição na demanda por importações.

4.2 Abordagem da absorção

A abordagem da absorção, introduzida por Alexander (1952), destaca que a desvalorização deve gerar um maior excedente exportável a fim de melhorar o saldo comercial. Isto, contudo, não reduz necessariamente a renda real do país.

A relação básica tomada como ponto de partida é que a balança comercial (TB), ignorando as transações com serviços, iguala-se à diferença entre a produção nacional²⁰ (Y) e a absorção doméstica (A) sob as formas de consumo do setor privado (C), investimento do setor privado (I) e gastos líquidos do governo (G), ou seja:

$$TB = Y - (C + I + G) = Y - A \quad (4.4)$$

Essa identidade transmite a idéia de que para melhorar o saldo da balança comercial o país precisa elevar o excedente do produto (renda) sobre a absorção.

Tomando as variações no saldo comercial obtém-se:

$$\Delta TB = \Delta Y - \Delta A \quad (4.5)$$

A variação na absorção doméstica (ΔA) pode ser decomposta em duas parcelas. A primeira, $c \Delta Y$, constitui a mudança induzida na absorção por variações na renda decorrentes da desvalorização, onde c é a propensão marginal a absorver. A outra, representada por d , caracteriza o impacto direto de uma desvalorização sobre a absorção.

²⁰ Alexander admite, por simplificação, que a produção é igual à renda.

Assim:

$$\Delta A = c \Delta Y + d \quad (4.6)$$

Substituindo (4.6) em (4.5) encontra-se o impacto total no saldo comercial após uma desvalorização cambial, que pode ser expresso como:

$$\Delta TB = (1 - c) \Delta Y - d \quad (4.7)$$

A partir da equação (4.7), Alexander procurou investigar três questões:

- Como a desvalorização afeta a renda (Y)?
- Como uma mudança no nível de renda (ΔY) afeta a absorção doméstica (A), ou seja, quão elevado é o c ?
- Como a desvalorização afeta diretamente a absorção (A) a um dado nível de renda, ou seja, quão elevado é o d ?

Alexander argumenta que uma desvalorização apresenta dois efeitos sobre a renda: recursos ociosos e termos de troca.

4.2.1 Efeito recursos ociosos

O efeito recursos ociosos está associado ao estímulo concedido às exportações e ao incremento da demanda por substitutos das importações que, mediante o efeito multiplicador, gera um acréscimo da renda nacional.

O impacto da desvalorização sobre a renda está sujeito à magnitude do aumento na produção que pode ser obtido sem ocasionar um processo inflacionário. Isso, por sua vez, depende do nível de atividade econômica em que se encontra o país com relação ao seu nível de pleno emprego. Cumpre observar também até que ponto o restante do mundo pode absorver as exportações adicionais do país cuja moeda foi desvalorizada.

A relação funcional (4.7) permite concluir que uma desvalorização provoca um efeito favorável sobre o saldo comercial se a economia operar com capacidade ociosa e se a propensão a absorver for menor que um, representando um instrumento de expansão dos níveis de produção e emprego. Por outro lado, não há efeito recursos ociosos se a economia opera em seu nível de pleno emprego, mesmo que a propensão marginal a absorver seja menor que um.

4.2.2 Efeito termos de troca

Um outro efeito por meio do qual uma desvalorização pode influenciar o nível de renda decorre da mudança nos termos de troca do país com o restante do mundo, medida pela razão entre os preços das suas exportações (P_x^*) e importações (P_m^*), ambas em divisa estrangeira. O argumento fundamenta-se na suposição de que as exportações geralmente são mais especializadas que as importações e, portanto, mais suscetíveis à influência da taxa de câmbio. Assim, uma desvalorização diminui o preço das exportações comparativamente ao preço das importações, deteriorando os termos de troca.

Se a renda real é reduzida por uma deterioração nos termos de troca e a propensão marginal a absorver for inferior à unidade, então uma deterioração nos termos de troca tende a agravar o equilíbrio externo. Por outro lado, o efeito desfavorável de uma piora nos termos de troca sobre a renda melhorará as contas externas somente se a propensão marginal a absorver for superior à unidade (Alexander, 1952, p. 269).

4.2.3 Efeito direto de uma desvalorização sobre a absorção

Numa situação de pleno emprego, o impacto direto de uma desvalorização sobre a absorção, denotado pelo termo d na equação (4.6) constitui o fator preponderante da melhoria nas contas externas. Tal efeito conjuga todas as variações que não resultam de alterações no nível de renda real.

Existem três efeitos diretos de uma desvalorização sobre a absorção: saldo monetário retido, ilusão monetária e redistribuição da renda.

Se a oferta nominal de moeda permanece constante e há um aumento do nível de preços, então a oferta real de moeda decresce. O efeito saldo monetário retido opera quando os agentes econômicos desejam manter o valor real de seus encaixes monetários, o que requer a redução do dispêndio doméstico, ou seja, da absorção.

Se os indivíduos gastam menos após uma elevação do nível de preços, mesmo com um aumento proporcional da renda nominal, o efeito ilusão monetária implicará uma queda na absorção direta e influenciará positivamente o saldo comercial.

O efeito redistribuição da renda ocorre quando uma elevação no nível geral de preços transfere renda de grupos com propensão marginal a absorver elevada (empregados) para outros com propensão baixa (empregadores). Não obstante, como a absorção inclui tanto o consumo quanto o investimento, não se pode afirmar que a transferência em favor dos lucros diminuirá a absorção e, portanto, conduzirá à melhoria das contas externas. Maiores lucros podem gerar demanda por investimentos e os efeitos negativos sobre a absorção podem ser parcialmente ou totalmente contrabalançados.

De modo geral, conclui Alexander (1952, p. 274), o impacto geral sobre a absorção doméstica (d) é incerto, pois depende da combinação dos efeitos mencionados, que tendem a ser transitórios e não-proporcionais.

As críticas ao enfoque da absorção concentram-se em dois aspectos. Uma é que tal abordagem assume uma relação causal direta entre redução da absorção e melhoria das contas externas do país, omitindo na análise como uma mudança na absorção (ΔA) afeta a renda (Y).

A outra dificuldade se relaciona ao tratamento inadequado concedido ao papel dos preços relativos no processo de ajustamento da balança comercial. A diminuição da absorção doméstica, resultante de uma desvalorização, assume implicitamente que alterações nos preços relativos devam ocorrer.

4.3 Modelo IS-TB

Os enfoques das elasticidades e da absorção podem ser considerados como complementares, abordando o papel de variáveis distintas no processo de ajustamento da balança comercial. A abordagem IS-LM-BP²¹, freqüentemente denominada modelo keynesiano de economia aberta, é uma síntese dessas abordagens.

O modelo IS-LM-BP pode ser expresso, resumidamente, pela seguinte equação:

$$BP = T + K \quad (4.8)$$

onde BP é o saldo do balanço de pagamentos, T é o saldo em conta corrente e K é o saldo do movimento de capitais autônomos.

Abstraindo-se o balanço de serviços (fatores e não-fatores) e as transferências unilaterais, o saldo em transações correntes corresponde ao saldo da balança comercial

²¹ Uma análise minuciosa do modelo IS-LM-BP pode ser encontrada nos livros-textos de macroeconomia dos seguintes autores: Branson & Litvack (1978), Dornbusch & Fischer (1991) e Blanchard (2001).

(TB), isto é, as exportações líquidas de bens ($X - M$). Considere também que a conta de capitais autônomos esteja equilibrada.

Simbolicamente, em termos nominais, tem-se:

$$TB = X - M \quad (4.9)$$

A hipótese subjacente é que o país adota um regime de taxa de câmbio fixa ou administrada, caso do Brasil na maior parte do período analisado.

O valor real das exportações e importações, em moeda doméstica, pode ser representado por:

$$x = x^{(+)}(\text{TCR}, y^{*}) \quad (4.10)$$

$$m = \text{TCR} \cdot m^{(-)}(\text{TCR}, y) \quad (4.11)$$

onde TCR representa a taxa de câmbio real (reais por dólar), y^* é a renda real externa e y é a renda real interna.

Os sinais acima das variáveis representam o comportamento das derivadas parciais. Assim, um aumento na taxa de câmbio real, *ceteris paribus*, significa que as importações tornam-se mais caras com relação aos bens domésticos, melhorando a competitividade internacional do país. Por outro lado, uma redução na taxa de câmbio real, *ceteris paribus*, significa que adquirir bens domésticos tornou-se relativamente mais custoso se comparado aos bens produzidos no exterior, piorando a competitividade internacional do país.

Com base na definição de taxa de câmbio real dada no capítulo 2, é possível reescrever as expressões anteriores como:

$$x = x^{(+)}(\text{TC}, P^*, P, y^*) \quad (4.12)$$

$$m = \text{TCR} \cdot m^{(-) (-) (+) (+)}(\text{TC}, P^*, P, y) \quad (4.13)$$

sendo TC a taxa de câmbio nominal, P^* o preço dos bens produzidos no exterior e P o preço dos bens produzidos internamente.

Substituindo (4.10) e (4.11) em (4.9), obtém-se a expressão geral para o saldo da balança comercial, em termos reais:

$$tb = x^{(+)}(\text{TCR}, y^*) - \text{TCR} \cdot m^{(-) (+)}(\text{TCR}, y) \quad (4.14)$$

O modelo estudado recebe a denominação IS-TB. Tal procedimento é consistente com o utilizado por Rivera-Batiz & Rivera-Batiz (1994), que inclui a demanda agregada e o comércio internacional. No presente estudo, portanto, optou-se por refletir somente o lado real da economia.

4.4 Modelo Econômico

Segundo Bonelli & Fonseca (1998, p. 16), muitos trabalhos têm revelado, desde a segunda metade da década de 80, que o crescimento da agricultura brasileira vem ocorrendo em função de ganhos significativos de produtividade. Embora o desempenho não tenha sido uniforme nas diversas culturas, com taxas de crescimento na produção para exportação superiores às verificadas na produção para o mercado interno, o resultado global tem sido amplamente favorável, justificando a sua inclusão no modelo.

A produtividade, assim como a taxa de câmbio, constitui importante fator que influencia a competitividade de um país no mercado internacional. Contudo, Christensen (1975), de acordo com Barros (1999, p. 11), argumenta que “as medidas de produtividade parciais (terra e trabalho) são insuficientes para caracterizar o desempenho agregado do setor”. É indispensável, portanto, comparar o produto total com o uso combinado de todos os recursos.

As mudanças no produto total da economia resultam de alterações nas quantidades de fatores ou de modificações na produtividade total dos fatores (PTF) (Araújo et al., 2003, p. 4-5). Essa produtividade consiste na parcela de crescimento do produto que não é explicada pela variação na quantidade de insumos. Constitui um resíduo não explicado pela função de produção tradicional.

O crescimento da PTF está associado a diversos fatores, dentre os quais o desenvolvimento e difusão de novas tecnologias ao longo da cadeia produtiva, programas de governo e investimentos em P&D, extensão, ensino e infra-estrutura em C&T.

A próxima etapa consiste na definição de uma equação para o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro. Para tanto, utilizou-se o referencial teórico apresentado nas seções precedentes com o propósito de auxiliar na seleção das variáveis.

O saldo da balança comercial total é normalmente modelado como função de três variáveis principais²²: renda doméstica, renda do restante do mundo e alguma medida de competitividade da economia, freqüentemente os termos de troca ou a taxa de câmbio real.

No presente trabalho adota-se a seguinte especificação:

$$STCAI = f(TCER, RI, RE, TT, PTF) \quad (4.15)$$

em que STCAI é o saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial, TCER é a taxa de câmbio efetiva real, RI é a renda interna, RE é a renda externa, TT são os termos de troca e PTF é a produtividade total dos fatores.

²² Ver Ferreira (1993).

São apresentados em seguida os efeitos esperados das variáveis independentes sobre a variável dependente (STCAI).

4.4.1 Efeitos esperados de uma desvalorização cambial

Supondo que a condição Marshall-Lerner seja satisfeita, espera-se uma relação positiva entre uma desvalorização cambial e o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro.

Um aumento da taxa de câmbio eleva os preços em moeda doméstica dos bens comercializados no mercado internacional, estimulando as exportações e, concomitantemente, freando as importações. Em outras palavras, implica uma redistribuição de recursos em favor dos produtores de bens comercializáveis internacionalmente através de mudanças no conjunto de preços relativos da economia.

4.4.2 Efeitos esperados de uma alteração no nível de renda interna

Com base no modelo IS-TB, espera-se que o nível de renda doméstica esteja negativamente relacionado ao saldo total do complexo agroindustrial (CAI), pelo menos no curto prazo, em virtude do incremento gerado na demanda por importações.

Entretanto, pela abordagem da absorção (seção 4.2), associando o nível de renda ao nível de produção, pode-se esperar uma relação positiva entre a renda interna e o saldo comercial, a não ser que o aumento no consumo seja proporcionalmente superior ao da renda²³.

Portanto, pode-se conjecturar uma relação positiva entre a renda interna e o saldo comercial do CAI partindo de dois pressupostos. O primeiro, que a propensão marginal a consumir os produtos integrantes do CAI seja inferior à unidade. O segundo,

²³ Uma elevação do consumo superior à da renda é improvável no longo prazo, pois significa uma propensão marginal a consumir maior do que um.

que um acréscimo na renda do setor seja um fator determinante para a elevação da renda interna.

4.4.3 Efeitos esperados de uma variação no nível de renda externa

A partir do modelo IS-TB, espera-se uma relação positiva entre a renda do resto do mundo e o saldo comercial do complexo agroindustrial brasileiro. Em outras palavras, é possível que um incremento na renda externa eleve a demanda internacional por produtos agrícolas e agroindustriais brasileiros.

A renda externa é, nesse caso, uma *proxy* do tamanho desse mercado, no qual o Brasil tem participação pouco expressiva em termos agregados.

4.4.4 Efeitos esperados de uma mudança nos termos de troca

Admite-se a hipótese de que, em geral, o Brasil é um tomador de preços (*price taker*) no mercado internacional dos produtos componentes da corrente de comércio do CAI. Como os termos de troca são estabelecidos exogenamente, uma elevação nos preços dos produtos exportados não significa menores quantidades demandadas pelo resto do mundo. Logo, é esperado que o saldo total do CAI melhore.

4.4.5 Efeitos esperados de uma modificação na produtividade total dos fatores

Um incremento na produtividade total dos fatores capta o crescimento do produto por causa da alocação mais eficiente dos fatores de produção. O ganho de eficiência pode ser interpretado como sendo maior a quantidade produzida para um dado nível de insumos utilizados. Ou seja, a hipótese aqui levantada é a de que um aumento na produtividade total dos fatores gere cada vez mais excedentes exportáveis e, por conseguinte, apresente um impacto positivo sobre o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro.

5 METODOLOGIA

Inicialmente, apresenta-se o modelo econométrico a ser estimado. Em seguida, são definidas as variáveis e enunciadas as fontes dos dados. Finalmente, são descritos os critérios adotados para a escolha do(s) modelo(s) a ser(em) examinado(s).

A análise de regressão baseada em dados de séries temporais exige que as séries examinadas sejam estacionárias²⁴. Conforme Gujarati (2000, p. 719), uma série é dita estacionária “se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo e o valor da covariância entre dois períodos depender apenas da distância ou defasagem entre os dois períodos, e não do período de tempo efetivo em que a covariância é calculada”.

Caso as séries temporais sejam não-estacionárias, a relação existente entre elas provavelmente será espúria. Nesse caso, o elevado coeficiente de determinação da regressão é resultado da existência de forte tendência, e não de uma verdadeira relação entre as séries.

Em geral, se uma série deve ser diferenciada (tomar a diferença) d vezes para que se torne estacionária, então ela é denominada integrada de ordem d , denotada por $I(d)$. As séries estacionárias são integradas de ordem zero, ou $I(0)$.

O problema de estimar um modelo em primeira diferença, ou seja, quando todas as variáveis envolvidas são $I(1)$, consiste na perda de relações de longo prazo entre essas variáveis. Gujarati (2000, p. 731) afirma que “a maior parte da teoria econômica é enunciada como uma relação de longo prazo entre as variáveis na forma de nível e não na forma de primeira diferença”. Contudo, se a combinação linear entre duas ou mais

²⁴ A estacionariedade ou não de uma série temporal apresenta implicações tanto estatísticas quanto econômicas. Se uma série for não-estacionária, o efeito de um choque é permanente.

variáveis integradas da mesma ordem exibir uma relação de equilíbrio estável de longo prazo, diz-se que tais variáveis são cointegradas.

Se por um lado há a discussão sobre a possibilidade de relação espúria entre as variáveis de uma regressão, por outro existe o argumento do reduzido poder dos testes de raiz unitária, especialmente em séries com poucas observações. Logo, se o teste de raiz unitária (utilizado a fim de detectar a ordem de integração das séries) não for confiável, não o será também o teste de cointegração, visto que este depende dos resultados daquele.

Optou-se, portanto, pela regressão linear múltipla como ferramenta econométrica²⁵.

5.1 Modelo Econométrico

Para efetuar a estimação empregou-se o modelo log-log, no qual tanto a variável independente quanto as variáveis explicativas são transformadas em logaritmos naturais. Portanto, o modelo econométrico a ser estimado terá a forma apresentada na equação

(5.1):

$$\ln y = \ln \alpha + \sum_k \beta_k \ln X_k + \varepsilon = \beta_0 + \sum_k \beta_k x_k + \varepsilon \quad (5.1)$$

A grande vantagem da forma logarítmica é que os coeficientes estimados refletem diretamente as elasticidades:

$$\left(\frac{\partial y}{\partial X_k} \right) \left(\frac{X_k}{y} \right) = \frac{\partial \ln y}{\partial \ln X_k} = \beta_k \quad (5.2)$$

²⁵ O programa computacional utilizado para o cálculo das regressões foi o Eviews 3.0. Utilizou-se também o Microsoft Excel 2000 no cálculo do teste de Goldfeld-Quandt.

Portanto, β_k mede a variação percentual na variável dependente (y) associada à variação percentual em X_k , removendo as unidades de medida das variáveis. Como β_k não varia com X_k , o modelo é também conhecido como modelo de elasticidade constante.

Ademais, a utilização do referido modelo na pesquisa em Economia é justificada pela objetividade na interpretação dos resultados, desde que não haja valores nulos e negativos nas variáveis observadas.

Seis diferentes especificações para explicar o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial brasileiro são testadas a partir do modelo econômico proposto (equação 4.15):

Modelo 1

$$\ln(\text{STCAI}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{TCER_IPA}_t) + \beta_2 \ln(\text{RI}_t) + \beta_3 \ln(\text{RE}_t) + \beta_4 \ln(\text{TT}_t) + \varepsilon_t$$

Modelo 2

$$\ln(\text{STCAI}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{TCER_TNT}_t) + \beta_2 \ln(\text{RI}_t) + \beta_3 \ln(\text{RE}_t) + \beta_4 \ln(\text{TT}_t) + \varepsilon_t$$

Modelo 3

$$\ln(\text{STCAI}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{TCER_IPA}_t) + \beta_2 \ln(\text{RE}_t) + \beta_3 \ln(\text{TT}_t) + \varepsilon_t$$

Modelo 4

$$\ln(\text{STCAI}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{TCER_TNT}_t) + \beta_2 \ln(\text{RE}_t) + \beta_3 \ln(\text{TT}_t) + \varepsilon_t$$

Modelo 5

$$\ln(\text{STCAI}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{TCER_IPA}_t) + \beta_2 \ln(\text{RI}_t) + \beta_3 \ln(\text{RE}_t) + \beta_4 \ln(\text{TT}_t) + \beta_5 \ln(\text{PTF}_t) + \varepsilon_t$$

Modelo 6

$$\ln(\text{STCAI}_t) = \beta_0 + \beta_1 \ln(\text{TCER_TNT}_t) + \beta_2 \ln(\text{RI}_t) + \beta_3 \ln(\text{RE}_t) + \beta_4 \ln(\text{TT}_t) + \beta_5 \ln(\text{PTF}_t) + \varepsilon_t$$

onde:

$STCAI_t$ é o saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial no ano t ,

$TCER_IPA_t$ e $TCER_TNT_t$ são versões da taxa de câmbio efetiva real no ano t ;

RI_t é a renda interna no ano t ;

RE_t é a renda externa no ano t ;

TT_t são os termos de troca no ano t ;

PTF_t é a produtividade total dos fatores no ano t ;

ε_t é o termo de erro aleatório.

Conforme exposto na seção 4.4, espera-se que os sinais dos coeficientes β_1 , β_2 , β_3 , β_4 e β_5 sejam positivos.

O método de estimação utilizado é o dos Mínimos Quadrados Ordinários (MQO).

5.2 Descrição das variáveis e fontes dos dados

As fontes dos dados para as variáveis especificadas provêm de instituições distintas. Cumpre destacar que o período de abrangência de todas as séries é de 1970 a 2002, com exceção da produtividade total dos fatores, que compreende de 1975 a 2002.

A seguir descreve-se cada uma das variáveis, cujos valores são apresentados na Tabela A.1 (Apêndice A), a forma como foram calculadas e suas respectivas fontes.

5.2.1 Saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial (STCAI)

O saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial²⁶ é composto de 426 produtos, dos quais 387 são produtos agrícolas básicos e processados, 11 referem-se a animais e 28 a produtos florestais.

²⁶ Exportações *fob* (*free on board*) e importações *cif* (*cost, insurance and freight*).

Os dados derivam do banco de dados da *Food and Agriculture Organization of the United Nations (FAO Statistical Database)*. Foram incluídas também as transações com fertilizantes e defensivos agrícolas. Excluíram-se os produtos derivados da pesca e os bens de capital (tratores), pois no momento da coleta dos dados as séries para tais produtos não abarcavam o ano de 2002. A série STCAI foi deflacionada pelo IPA dos Estados Unidos (*Producer Prices Index*), proveniente do *International Financial Statistics*, e está expressa em milhares de dólares de 2002.

5.2.2 Taxa de câmbio efetiva real (TCER)

Considerando o argumento de Williamson & Milner (seção 2.3) no que concerne ao uso do IPC como medida de competitividade, optou-se por não utilizar a versão IPC.

O índice da TCER no período t foi calculado por meio da seguinte fórmula:

$$TCER_t = \sum \frac{w_{it} \cdot TC_{it} \cdot P_{it}^*}{P_t}, \quad i = 1, 2, \dots, 15 \quad (5.3)$$

em que:

w_{it} é o peso relativo do país i no período t (soma dos pesos é igual a 1);

TC_{it} é a média anual da taxa de câmbio nominal entre o real e a moeda do país i no período t ;

P_{it}^* é o índice de preços do país i no período t ;

P_t é o índice de preços do Brasil no período t .

Os pesos (Tabela A.2 no Apêndice A) são proporcionais ao valor do fluxo de comércio bilateral (exportações *FOB* e importações *CIF*) dos quinze principais parceiros

comerciais no período 1970-2002.²⁷ Os países incluídos são: Estados Unidos, Argentina, Alemanha, Japão, Itália, Holanda, França, Reino Unido, Chile, Canadá, México, Espanha, Venezuela, Uruguai e Bélgica²⁸.

Tendo em vista que a base de dados utilizada possui somente a taxa de câmbio nominal real/dólar, foi necessário utilizar um artifício algébrico. Por exemplo, para calcular a taxa de câmbio nominal real/iene, multiplicou-se a taxa real/dólar pela taxa dólar/iene. O mesmo cálculo foi executado para obter as taxas entre o real e as demais moedas.

Nos anos de 1999 a 2002, as taxas fornecidas para Alemanha, Itália, Holanda, França, Espanha e Bélgica passam a ser em euro/dólar. O procedimento adotado foi converter o euro na moeda nacional desses países pelas taxas fixadas a partir de 1º de janeiro de 1999.

Duas versões alternativas da variável TCER foram calculadas (TCER_IPA e TCER_TNT). Nas duas utiliza-se o IPA dos principais parceiros comerciais. Os índices de preços domésticos são, respectivamente, o IPA-OG e o IPC-RJ. É importante mencionar que, diante da ausência de alguns dados referentes aos preços de Alemanha, Argentina, Itália e Bélgica, recorreu-se a versões impressas do *International Financial Statistics*.

O ano-base das séries é 2002. Os dados provêm do *International Financial Statistics* e do *Direction of Trade Statistics* (ambos do Fundo Monetário Internacional), além do banco de dados do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (Ipeadata).

²⁷ Uma peculiaridade deste trabalho é que as ponderações empregadas não são fixas, variando ano a ano conforme a evolução do comércio exterior brasileiro.

²⁸ Importantes parceiros comerciais como Arábia Saudita, Iraque e China não foram incluídos em função da indisponibilidade de dados sobre taxas de câmbio e preços.

5.2.3 *Renda interna (RI)*

Devido à inexistência ou dificuldade de acesso a informações referentes ao PIB do complexo agroindustrial para o período estudado, o nível de renda interna é medido pelo Produto Interno Bruto do Brasil, expresso em milhares de reais de 2002. Os dados básicos (PIB a preços correntes e deflator implícito do PIB) são oriundos da Revista Conjuntura Econômica da FGV.

Pelo fato de a agricultura estar inserida no complexo agroindustrial, abandonou-se a idéia de considerar o PIB da agricultura. Se assim o fizéssemos, estaríamos subestimando a renda doméstica.

5.2.4 *Renda externa (RE)*

Como uma aproximação da renda internacional disponível para a aquisição de produtos integrantes do nosso complexo agroindustrial, utilizou-se o valor das importações de produtos agrícolas básicos e processados, animais, produtos florestais, fertilizantes e defensivos agrícolas pelo restante do mundo. A série foi deflacionada pelo IPA dos Estados Unidos e está expressa em milhares de dólares de 2002. As fontes dos dados básicos são o *FAO Statistical Database* e o *International Financial Statistics*.

5.2.5 *Termos de troca (TT)*

Utilizou-se a razão entre os índices de valor das exportações e das importações para a obtenção dos termos de troca. Os índices de valor são calculados dividindo-se a soma dos valores correntes das exportações e importações ($\sum p_t q_t$) pela soma dos valores correspondentes no período base ($\sum p_0 q_0$). Os dados são provenientes do *FAO Statistical Database* e 2002 é o ano-base da série.

5.2.6 *Produtividade total dos fatores (PTF)*

A série de produtividade total dos fatores (PTF), cujo ano-base é 2002, baseia-se nos trabalhos de Barros (1999) e Araújo et al. (2003), que tratam da agricultura brasileira e da agropecuária paulista, respectivamente.

No período entre 1975 e 1995 foi considerada a série de produtividade marginal do capital, calculada pelo índice de Tornquist (método não-paramétrico), pois “é a única que mede precisamente o valor atribuído pelo mercado ao serviço do capital”. (Barros, 1999, p. 112)

Para obter os valores da PTF no período 1996-2002 projetou-se a série utilizando a taxa geométrica de crescimento de 2,01% ao ano, oriunda de Araújo et al. (2003, p. 4-11). Cumpre mencionar que, nesse último período, considerou-se o setor agropecuário do Estado de São Paulo, reconhecidamente um dos mais dinâmicos do país, como *proxy* da PTF da agropecuária brasileira.

A partir da década de 80 ocorreram ganhos significativos de produtividade. Entretanto, os valores aqui apresentados devem ser apreciados com alguma cautela, em razão da limitação de tempo para a construção e/ou atualização de uma série histórica referente à PTF no período da pesquisa.

A inclusão da produtividade total dos fatores como variável explicativa no modelo econômico tem caráter exploratório e é justificada pela grande importância econômica desse indicador no desempenho do complexo agroindustrial.

5.3 Critérios para a escolha do(s) modelo(s)

Serão adotados os seguintes critérios para a seleção do(s) modelo(s) a ser(em) analisado(s) na pesquisa:

- Coerência dos sinais e magnitude dos coeficientes;
- Estabilidade dos coeficientes de elasticidade;
- Resultados econométricos.

5.3.1 *Coerência dos sinais e magnitude dos coeficientes*

De acordo com as hipóteses do modelo econômico (apresentadas na seção 4.4), são esperadas relações positivas entre os pares das variáveis independentes (TCER, RI, RE, TT e PTF) e a variável dependente (STCAI). Sempre que possível, a magnitude dos coeficientes obtidos será comparada com a evidência empírica disponível na literatura.

5.3.2 *Estabilidade dos coeficientes de elasticidade*

Nos seis modelos a serem testados, procurar-se-á levar em conta as possíveis variações nos sinais e na magnitude dos coeficientes de elasticidade estimados.

5.3.3 *Resultados econométricos*²⁹

A escolha do(s) modelo(s) será efetuada conforme o critério de *goodness of fit*, que se baseia nos resultados dos seguintes testes estatísticos:

- Teste F, com o intuito de verificar a hipótese nula do modelo (todos os coeficientes são simultaneamente iguais a zero), atestando a adequabilidade de ajuste dos modelos em análise. No(s) modelo(s) escolhido(s), a hipótese

²⁹ Para maiores detalhes, consultar Neter et al. (1996), Gujarati (2000) e Greene (2003).

nula será rejeitada sempre que o valor do F calculado for superior ao F tabelado para o nível de significância de 1%;

- Teste t de Student, a fim de testar a hipótese nula individual dos coeficientes serem iguais a zero ($\beta_k = 0$) no(s) modelo(s) selecionado(s);
- Coeficiente de determinação ajustado (\bar{R}^2), que atesta o grau de ajuste dos parâmetros em função das variáveis observadas.

Adicionalmente, foram testados os possíveis problemas de dados nos quais os estimadores dos parâmetros não são os melhores estimadores lineares não-viesados (*best linear unbiased estimators* – BLUE):

- Teste de Goldfeld-Quandt (GQ), visando verificar a existência de heterocedasticidade³⁰. Em outras palavras, se a variância do erro está associada a uma ou mais das variáveis explanatórias. O teste GQ utiliza a distribuição F. Sempre que os resultados calculados para essa distribuição forem inferiores à estatística F tabelada ao nível de significância de 1%, a hipótese nula de homocedasticidade não é rejeitada. Isto significa que além de não-viesados, os estimadores são eficientes;
- Teste de Durbin-Watson (DW), para detectar a possível presença de autocorrelação de primeira ordem dos resíduos³¹. Para o caso em que a hipótese nula é a ausência de autocorrelação positiva, o teste é executado comparando-se o valor da estatística d de DW com os valores críticos *upper bound* (d_U) e *lower bound* (d_L), ao nível de significância de 1%. Se $0 < d < d_L$, a hipótese nula é rejeitada. Se $d_U < d < 4 - d_U$, a hipótese nula não é

³⁰ A variância de cada termo de erro não é constante.

³¹ A covariância entre dois termos de erro distintos não é zero.

rejeitada. No entanto, se $d_L \leq d \leq d_U$, o teste é inconclusivo. No caso em que a hipótese nula é a ausência de autocorrelação negativa, se $4 - d_L < d < 4$, a hipótese nula é rejeitada. Se $d_U < d < 4 - d_U$, a hipótese nula não é rejeitada. Por outro lado, se $4 - d_U \leq d \leq 4 - d_L$, o teste é inconclusivo.

Por fim, foram observadas também as presenças de:

- Multicolinearidade, realizada através da leitura e interpretação da matriz de correlação entre as variáveis independentes dos modelos. Um procedimento alternativo consiste no ajustamento de regressões auxiliares em que cada uma das variáveis explanatórias no(s) modelo(s) selecionado(s), como variável dependente, pode ser explicada pelas demais variáveis independentes;
- Raiz unitária, com o objetivo de detectar a estacionariedade dos resíduos de mínimos quadrados. Os testes convencionais de raiz unitária (Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado e Phillips-Perron) não serão realizados, pois estamos trabalhando com séries anuais para um período curto que produzem, nas equações aqui analisadas, pequeno número de graus de liberdade. Será adotado um procedimento alternativo, que consiste em ajustar uma regressão dos resíduos (como variável dependente) contra o tempo e os resíduos defasados (como variáveis independentes). Se os parâmetros desta regressão não forem estatisticamente significantes, então não se pode rejeitar a hipótese de erros estacionários.

6 ANÁLISE DOS RESULTADOS

Neste capítulo são realizadas análises de caráter qualitativo e quantitativo com o objetivo de apresentar e discutir os resultados obtidos.

6.1 Análise qualitativa

A partir da Figura 3 percebe-se a significativa contribuição do complexo agroindustrial (CAI) para o equilíbrio da balança comercial total que, por sua vez, desempenha importante papel no processo de ajustamento das contas externas do país. No período aqui examinado (33 anos), os demais setores da economia brasileira somente obtiveram saldos positivos nos anos de 1984 a 1993 (10 anos). Nota-se também que o saldo do CAI foi sempre superior ao dos demais setores em toda a série.

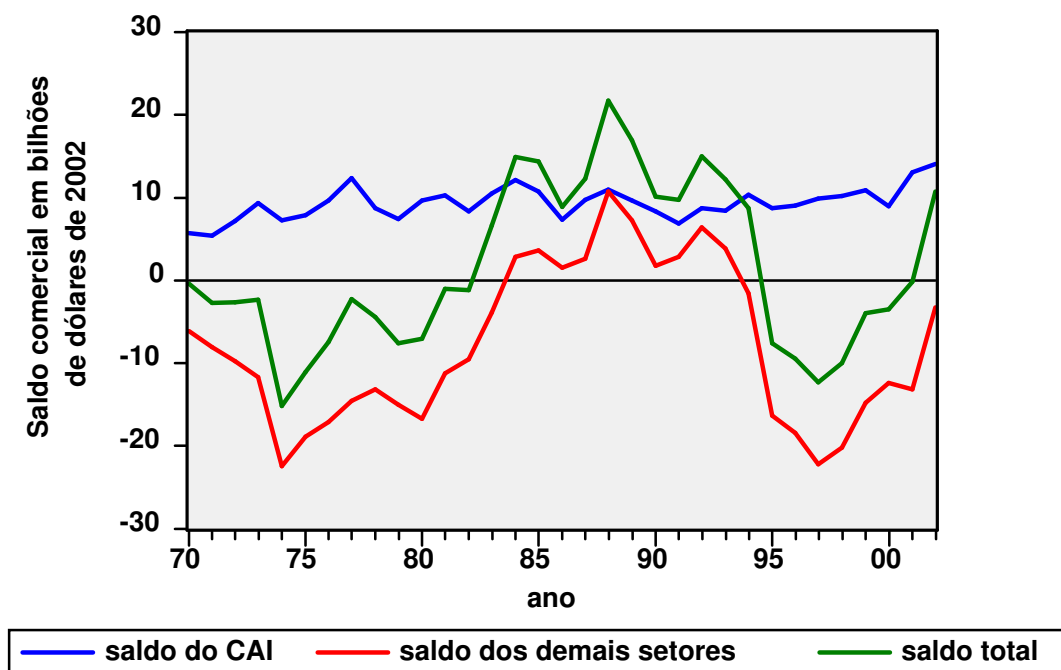


Figura 3 – Evolução dos saldos da balança comercial do CAI, dos demais setores e total no período 1970-2002 em bilhões de dólares de 2002.

Fonte: Cálculos do autor a partir de dados do *FAO Statistical Database* e *International Financial Statistics*.

Os maiores déficits da balança comercial total foram registrados nos anos de 1974, 1975, 1976, 1979, 1980, 1995, 1996, 1997 e 1998³², cujos valores foram de 15,24, 11,05, 7,49, 7,60, 7,05, 7,65, 9,45, 12,35 e 10,01 bilhões de dólares (a preços de 2002), respectivamente. Admitindo uma possível ausência de saldos positivos na balança comercial do CAI, os déficits acima teriam sido ainda maiores, variando no intervalo de 47,4% a 136,7%.

A evolução da taxa de câmbio efetiva real (TCER) pode ser vista na Figura 4. O crescimento do índice significa a melhoria de competitividade da economia brasileira com relação aos seus quinze principais parceiros comerciais, pois os preços dos bens comercializáveis, em moeda nacional, estão mais elevados relativamente aos preços dos bens domésticos.

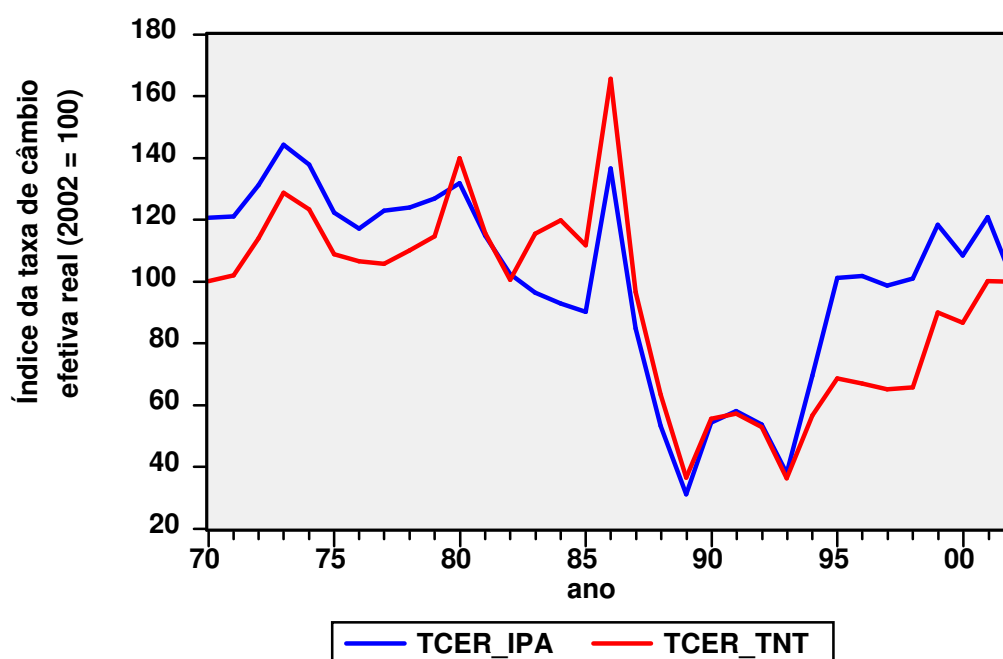


Figura 4 – Comportamento da taxa de câmbio efetiva real do Brasil de 1970 a 2002 (diferentes indicadores).

Fonte: Cálculos do autor com dados do *International Financial Statistics, Direction of Trade Statistics* e Ipeadata.

³² Os maiores déficits na balança comercial total refletem as conseqüências dos dois choques do petróleo na década de 70 e da sobrevalorização do real no período 1995-1998.

Nota-se que os dois indicadores comportam-se de maneira semelhante ao longo de toda a série. A discrepância exibida entre os anos de 1982 e 1985 decorre da maior variação do IPA-OG comparativamente à variação do IPC-RJ. A versão IPA indica uma valorização, ao passo que a versão TNT revela o oposto.

O sucesso temporário do Plano Cruzado no combate ao processo inflacionário propiciou uma forte desvalorização da TCER em 1986. Nos anos seguintes, com as elevadas taxas de inflação, o índice da taxa de câmbio efetiva real decresceu, atingindo o menor valor da série em 1989. Nos primeiros anos do Plano Real, a inflação medida pelo IPC-RJ foi superior à medida pelo IPA-OG, o que explica em parte a menor desvalorização na versão TNT.

A renda externa, aqui definida como o valor (a preços constantes de 2002) das importações de produtos agrícolas e agroindustriais pelo resto do mundo, é uma *proxy* do tamanho desse particular mercado. Na Figura 5, observa-se uma nítida tendência geral de crescimento dessa variável.

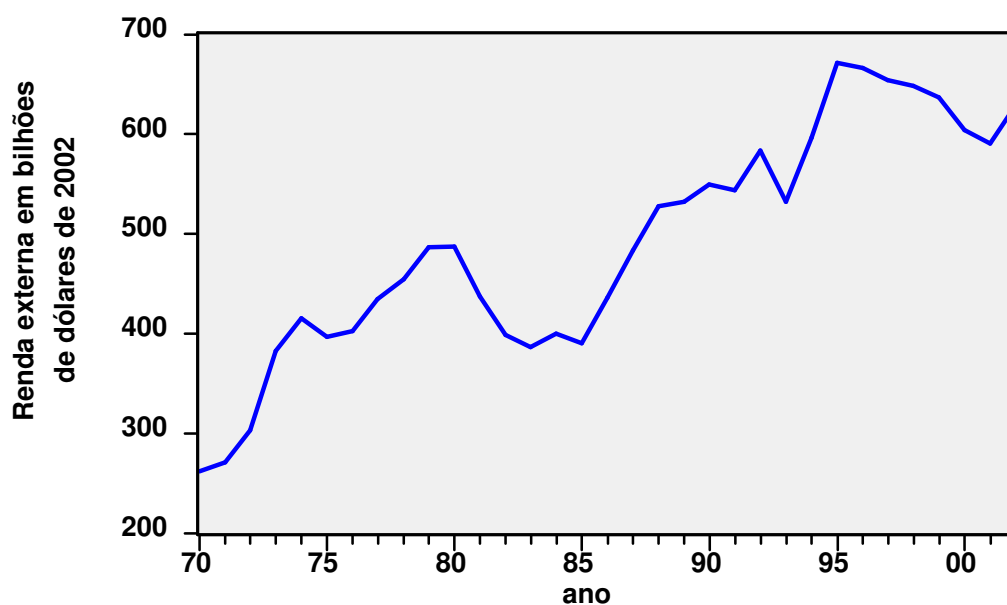


Figura 5 – Evolução da renda externa no período 1970-2002 em bilhões de dólares de 2002.

Fonte: Cálculos do autor com dados do *FAO Statistical Database* e *International Financial Statistics*.

Com efeito, o mercado internacional de produtos agrícolas e agroindustriais cresceu 2,4 vezes no período de 1970 a 2002. Exceção importante à tendência descrita deve ser registrada no período 1980-1985, quando se verifica uma queda de aproximadamente 97 bilhões de dólares a preços de 2002. Por conseguinte, a renda externa retornou aos valores de meados da década de 70.

A Figura 6 ilustra o comportamento da variável termos de troca no período em análise. Além de uma expressiva instabilidade, típica de produtos de menor valor agregado, vale registrar que a partir do final da década de 80, a julgar tão somente por esse indicador, a competitividade das exportações do CAI reduziu-se significativamente. Contudo, a partir de 2000, há sinais de recuperação no índice dos termos de troca.

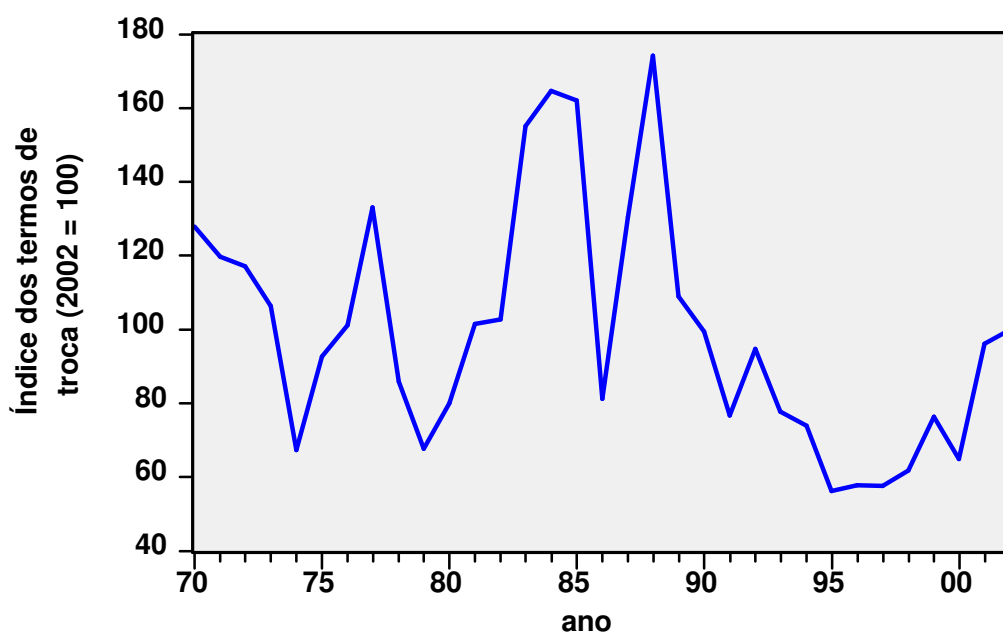


Figura 6 – Comportamento dos termos de troca do Brasil de 1970 a 2002.

Fonte: Cálculos do autor a partir de dados do *FAO Statistical Database*.

Nesta pesquisa, a variável renda interna é definida como o valor do Produto Interno Bruto brasileiro a preços constantes de 2002 (Figura 7). Idealmente, ela poderia

ser representada pelo PIB real do CAI, para melhor estimar a sua influência sobre a balança comercial do setor. O comportamento desse agregado econômico mostra uma tendência de crescimento no período (3,8 vezes), apesar dos inúmeros choques externos (elevação dos preços do petróleo, aumento dos juros internacionais, moratória e crises financeiras internacionais, por exemplo) e ajustamentos de política econômica (sucessivos planos de estabilização).

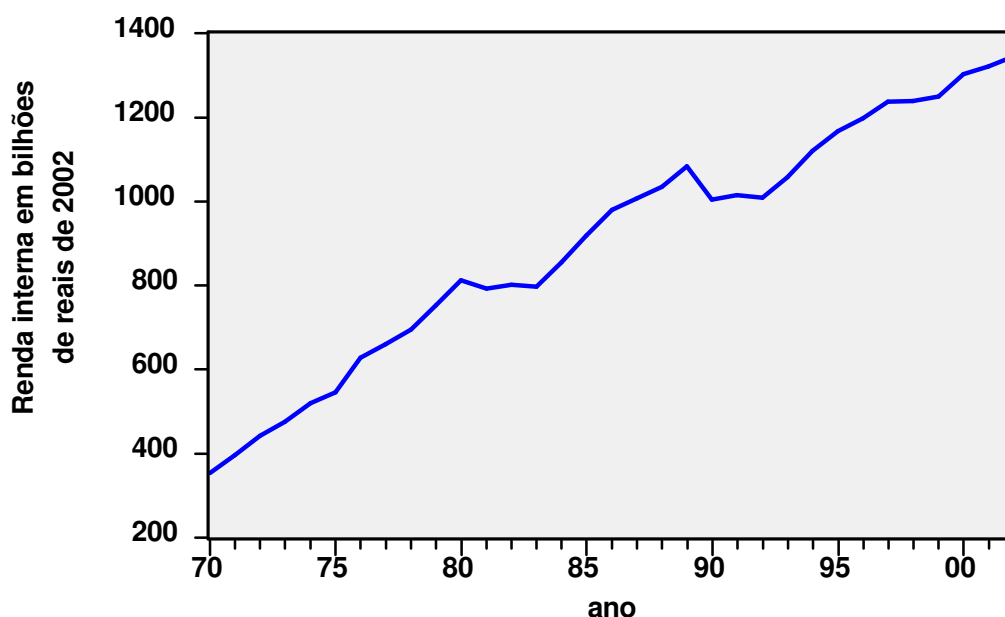


Figura 7 – Evolução da renda interna no período 1970-2002 em bilhões de reais de 2002.

Fonte: Cálculos do autor a partir de dados da Revista Conjuntura Econômica (2004).

O índice da produtividade total dos fatores (PTF) estimado por Barros (1999) para o período 1975-1995, reportado na Figura 8, revela uma evolução bastante favorável. Pelas dificuldades encontradas nas estimativas dos valores referentes a esse índice, deixamos de analisá-lo qualitativamente no período de 1996 a 2002. Conforme já explanado, a relação entre o saldo total da balança comercial do CAI e a PTF tem, no presente estudo, caráter essencialmente exploratório.

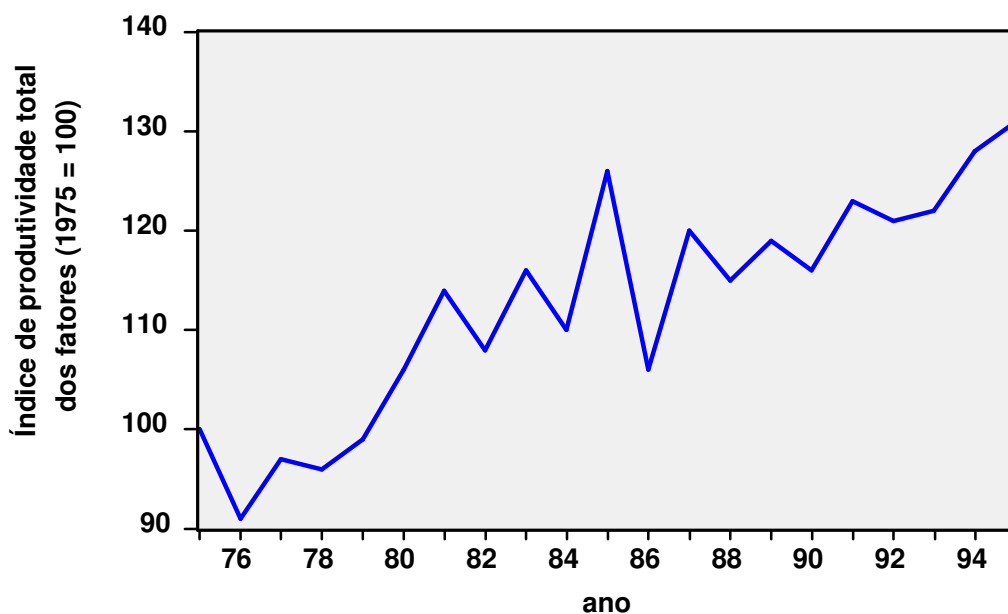


Figura 8 – Comportamento do índice de produtividade total dos fatores de 1975 a 1995.

Fonte: Barros (1999, p. 110).

6.2 Análise quantitativa

Os resultados de todos os modelos encontram-se resumidos na Tabela B.1 (Apêndice B), a fim de obter uma comparação mais objetiva e na tentativa de não sobrecarregar tanto o texto quanto o leitor. É importante frisar que no corpo desta seção serão discutidos apenas os modelos selecionados pelo autor.

Percebeu-se que a inserção das variáveis renda interna e produtividade total dos fatores não melhorava em nada as estimativas. Nos modelos 1 e 2, o coeficiente estimado da variável renda interna mostrou-se não-significativo. Verificou-se também que os modelos 5 e 6 apresentaram ajustes menos significativos. Em suma, os resultados dos testes t e F, e do coeficiente de determinação ajustado não foram satisfatórios³³.

³³ Duas regressões alternativas foram testadas, incluindo a produtividade total dos fatores (PTF) nos modelos 3 e 4. Os coeficientes estimados para essa variável apresentaram significância muito baixa e o poder de explicação dos modelos reduziu-se. Aparentemente, pode-se afirmar que a PTF, em que pese sua potencial importância econômica, teve pouca influência no saldo da balança comercial do complexo agroindustrial.

Outro problema encontrado foi o da multicolinearidade. A Tabela B.2 (Apêndice B) apresenta as correlações simples entre as variáveis independentes. Nota-se que as correlações entre renda interna, renda externa e produtividade total dos fatores são especialmente elevadas. Mesmo excluindo a PTF, as rendas externa e interna permaneceram altamente correlacionadas (Tabela B.3).

Pelas razões mencionadas, optou-se pela exclusão das variáveis renda interna e produtividade total dos fatores nos modelos selecionados. Assim, nem a autocorrelação nos resíduos nem a heterocedasticidade foram analisadas nos modelos nos quais essas duas variáveis foram explicitadas.

Tabela 1 – Estatísticas principais dos modelos selecionados.

	Intercepto	TCER_IPA	TCER_TNT	RE	TT	F	\bar{R}^2
Modelo 3	-9,98 (-3,89)	0,27 (4,65)*		1,09 (10,09)*	0,68 (8,42)*	35,77	0,79
Modelo 4	-8,45 (-3,25)		0,25 (3,99)*	1,04 (9,34)*	0,55 (7,09)*	30,67	0,76

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: A variável dependente é o saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial (STCAI).

As estatísticas t de Student estão reportadas entre parênteses, abaixo dos coeficientes estimados.

* valor significativo ao nível de 1%.

Segundo os critérios já descritos (seção 5.3), foram selecionados os modelos 3 e 4, cujas estatísticas principais encontram-se na Tabela 1. A variável dependente é o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial (STCAI). As variáveis explicativas são a taxa de câmbio efetiva real (TCER), a renda externa (RE) e os termos de troca (TT). A diferença entre esses modelos reside na forma como é definida a

TCER. No primeiro modelo utiliza-se a versão IPA e, no segundo, faz-se uso da versão TNT.

Os coeficientes estimados apresentam sinais coerentes com as hipóteses do modelo econômico delineado. Todos são positivos e estatisticamente significantes a 1%. Alternativamente, como os valores-p para as estatísticas t de Student são muito próximos a zero, podemos concluir que a hipótese nula (cada variável explanatória individualmente não tem qualquer influência sobre a variável dependente) é rejeitada.

Quanto à estabilidade dos coeficientes, as variações são muito pequenas nos dois modelos. No que diz respeito às magnitudes das elasticidades estimadas, salienta-se que a variável renda externa é a única a apresentar valores superiores à unidade.

Os resultados do teste F indicam que os modelos em análise são significativos a 1%. Podemos, portanto, rejeitar a hipótese nula de que todos os coeficientes são simultaneamente iguais a zero.

Os coeficientes de determinação ajustados revelam um bom poder de explicação dos modelos escolhidos. No modelo 3, o valor obtido significa que 79% das variações no saldo total da balança comercial do complexo agroindustrial podem ser explicadas pela variação conjunta da taxa de câmbio efetiva real (versão IPA), da renda externa e dos termos de troca. Nota-se que esse valor é superior àquele obtido para o modelo 4 (76%).

De acordo com as estimativas do teste de Goldfeld-Quandt (GQ), apresentadas na Tabela 2, não se detectou a presença de heterocedasticidade para as variáveis explanatórias dos dois modelos escolhidos. Assim, não podemos rejeitar a hipótese nula de que os termos de erro são homocedásticos.

Tabela 2 – Resultados do teste de Goldfeld-Quandt e valor crítico do teste F.

	Variável explanatória	GQ	F (99%)
Modelo 3	TCER_IPA	0,23	7,42
	RE	1,64	4,29
	TT	1,36	4,29
Modelo 4	TCER_TNT	0,48	5,44
	RE	1,38	4,29
	TT	1,08	4,29

Fonte: Resultados da pesquisa.

Os resultados do teste de Durbin-Watson (DW) estão na Tabela 3. No modelo 3, o valor da estatística d de DW situa-se entre d_U e $4 - d_U$, o que permite não rejeitar a hipótese nula de ausência de autocorrelação (positiva ou negativa) nos resíduos³⁴. Para o modelo 4, o valor calculado da estatística d de DW encontra-se na área de indecisão. Sendo assim, não podemos concluir acerca da existência ou inexistência de autocorrelação.

Tabela 3 – Resultados e valores críticos do teste de Durbin-Watson.

	DW	d_L^*	d_U^*	$4 - d_U^*$	$4 - d_L^*$	Decisão
Modelo 3	1,540	1,055	1,432	2,568	2,945	não rejeitar a hipótese nula
Modelo 4	1,330	1,055	1,432	2,568	2,945	nenhuma

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: 3 variáveis explicativas e 33 observações.

* nível de significância de 1%.

³⁴ Ausência de autocorrelação indica que os resíduos de um período não são correlacionados com os resíduos do período anterior.

A Tabela 4 exhibe os coeficientes de correlação entre os pares de variáveis explicativas. À exceção da forte correlação entre as duas medidas da taxa de câmbio efetiva real (TCER_IPA e TCER_TNT), como era esperado, percebe-se que os demais valores situam-se entre $-0,58$ e $0,21$.

Tabela 4 – Matriz de correlação simples entre as variáveis explicativas dos modelos 3 e 4.

	TCER_IPA	TCER_TNT	RE	TT
TCER_IPA	1,00	0,83	-0,39	-0,15
TCER_TNT	0,83	1,00	-0,58	0,21
RE	-0,39	-0,58	1,00	-0,57
TT	-0,15	0,21	-0,57	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

O problema de examinar somente correlações entre pares é que as relações de colinearidade podem envolver mais de duas variáveis independentes, o que pode não ser detectado pelo exame das correlações simples. Greene (2003, p. 57-8) sugere a utilização do teste do número condicional, cujo procedimento ultrapassa o escopo da presente pesquisa³⁵. Dentre as possíveis soluções para lidar com a multicolinearidade, tem-se a substituição de variáveis e a obtenção de mais dados.

A opção testada nesta pesquisa consiste em ajustar regressões de uma variável explicativa com relação às demais, pelo método dos mínimos quadrados ordinários (MQO), nos modelos selecionados. Os baixos coeficientes de determinação ajustados (0,50, 0,44 e 0,24 no modelo 3; 0,48, 0,31 e 0,24 no modelo 4) sugerem que cada variável independente é pouco correlacionada com as outras variáveis explanatórias, embora o teste F tenha possibilitado ajustes adequados.

³⁵ Para maiores detalhes acerca do teste o leitor pode consultar a obra de Belsley et al. (1980).

Na Tabela 5 há uma comparação entre os resultados obtidos das regressões dos resíduos contra os resíduos defasados e o tempo. Nos dois modelos, não se pode rejeitar a hipótese nula de que os resíduos de mínimos quadrados sejam estacionários, pois os coeficientes estimados não são estatisticamente significantes.

Tabela 5 – Resultados do procedimento alternativo para detecção da estacionariedade dos resíduos.

	Intercepto	ε_{t-1}	tempo
Modelo 3	0,0024 (0,0713)	0,2137 (1,1823) ^{ns}	-0,0001 (-0,0654) ^{ns}
Modelo 4	-0,0005 (-0,0149)	0,3299 (1,8913) ^{ns}	0,0001 (0,0438) ^{ns}

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: A variável dependente é o resíduo proveniente das regressões estimadas na Tabela 1.

Os valores t de Student aparecem entre parênteses abaixo dos coeficientes.

^{ns} valor não-significativo.

Logo, dentro de um razoável intervalo de confiança, podemos afirmar que o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial, a taxa de câmbio efetiva real, a renda externa e os termos de troca são cointegradas, indicando que existe uma relação de equilíbrio de longo prazo entre essas variáveis.

Os resultados dos testes apresentados e o argumento de Williamson & Milner (1991, p. 247-8) sugerem que a análise econômica seja embasada no modelo 3. Segundo esses autores, citando como exemplo a economia japonesa, a utilização do Índice de Preços ao Consumidor (IPC) com o intuito de medir a competitividade conduz a resultados enganosos. No referido modelo considerou-se o Índice de Preços por Atacado

(IPA). Conforme já mencionado, este índice reflete a evolução dos preços dos bens que podem ser caracterizados como comercializáveis com o resto do mundo (*tradeables*).

A renda externa foi a variável com maior valor da elasticidade estimada, o que corrobora a sua importância para determinar o saldo comercial do complexo agroindustrial (CAI)³⁶. Cada ponto percentual de crescimento na renda do restante do mundo afeta o saldo quatro vezes mais que a taxa de câmbio efetiva real, e uma vez e meia mais que os termos de troca.

Extrapolando nossos resultados, a resposta a um incremento de 1% na renda externa, *ceteris paribus*, seria o aumento em 1,09% no saldo da balança comercial do CAI. A magnitude relativamente elevada dessa resposta pode ser associada à crescente importância do mercado internacional diante do atual contexto de integração econômica.

Os termos de troca podem ser interpretados como possível indicador da competitividade do setor agroindustrial brasileiro, no sentido de que maiores preços revelam um excesso de demanda, possibilitando a expansão das exportações. Por conseguinte, maiores superávits na balança comercial do CAI seriam obtidos. Os resultados indicam que o acréscimo de 1% nos termos de troca, *ceteris paribus*, afetaria positivamente o saldo em 0,68%.

A taxa de câmbio também representa um fator importante para o estímulo às exportações de produtos agrícolas e agroindustriais, revelando-se um determinante fundamental da competitividade desses produtos.

³⁶ O leitor deve ter em mente que a variável renda externa, no presente estudo, é definida como o valor das importações de produtos agrícolas básicos e processados, animais, produtos florestais, fertilizantes e defensivos agrícolas pelo resto do mundo.

O efeito das mudanças na taxa de câmbio efetiva real indica que quando a moeda doméstica sofre uma desvalorização real com respeito às moedas dos quinze principais parceiros comerciais, ocorre uma melhora no saldo comercial do complexo agroindustrial. O coeficiente estimado sugere que a variação de 1% no câmbio, *ceteris paribus*, influenciaria o saldo em apenas 0,27%.

O autor desconhece estimativas semelhantes, tendo o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial como variável dependente, para comparação de resultados. A apresentação da evidência empírica a seguir tem como propósito fornecer uma idéia, ainda que precária e parcial, da magnitude dos efeitos estimados na presente pesquisa.

Almeida (1998) estima um modelo semelhante utilizando a análise de cointegração e o mecanismo de correção de erros. O valor encontrado para o coeficiente da variável taxa de câmbio (0,991) foi superior ao aqui obtido. Todavia, conforme afirma Almeida, os testes de razão de verossimilhança (*likelihood ratio*), ao nível de 5%, não possibilitam rejeitar a hipótese de que as outras variáveis do modelo (termos de troca, renda interna e renda externa) não tenham apresentado efeitos sobre o saldo da balança comercial agrícola total. Ou seja, os coeficientes dessas variáveis e o termo constante não são estatisticamente significantes.

As principais conclusões deste trabalho são objeto do próximo capítulo.

7 CONCLUSÕES

Dada a simplicidade da especificação adotada e face à utilização de observações anuais, consideramos que os objetivos do presente trabalho foram alcançados de forma bastante satisfatória, proporcionando uma base para a avaliação dos fatores relevantes ao desempenho da balança comercial do complexo agroindustrial no período 1970-2002.

As variáveis primordiais na determinação do comportamento do saldo comercial de produtos agrícolas e agroindustriais são, em ordem decrescente de relevância, a renda externa, os termos de troca e a taxa de câmbio, esta última de influência apenas limitada. Ainda assim, todas elas são estatisticamente significativas e apresentam sinais coerentes com o esperado.

Por outro lado, os resultados obtidos nos modelos que incluem a renda interna e a produtividade total dos fatores, cuja inclusão na pesquisa apresenta caráter exploratório, não foram condizentes com as hipóteses formuladas. Contudo, não podemos simplesmente afirmar que essas variáveis não possuem relação com o saldo comercial do complexo agroindustrial.

Acreditamos que a maneira como foram definidas as variáveis renda interna e produtividade total dos fatores pode não ter sido a mais adequada. Uma possível explicação para as estimativas encontradas envolve duas limitações, às quais deve ser dada a devida atenção em futuras pesquisas. A primeira diz respeito à inexistência ou falta de disponibilidade de dados referentes ao PIB do complexo agroindustrial para todo o período de estudo. A segunda relaciona-se à restrição de tempo para atualizar ou mesmo construir uma série da produtividade total dos fatores. Sendo assim, a obtenção

de dados que caracterizem melhor o setor agroindustrial certamente conduzirá a resultados mais satisfatórios.

Adicionalmente, o número relativamente baixo de observações limitou, em parte, a qualidade da análise econométrica. Portanto, a análise econômica deve ser interpretada com certa prudência.

Cumprido destacar que o comportamento do mercado monetário não foi estudado, embora deva ser ressaltada a sua importância e a necessidade de estudos serem desenvolvidos nesse sentido. Outra sugestão para novas pesquisas consiste na inclusão de variáveis *dummies* visando captar os possíveis efeitos das políticas macroeconômicas (planos de estabilização e políticas cambiais).

Em seguida são tecidos alguns comentários, fruto da análise teórica e empírica realizada ao longo desta pesquisa.

Fica evidente a relevante contribuição do complexo agroindustrial para o ajustamento da balança comercial brasileira, com a geração de superávits anuais entre US\$ 5,5 bilhões e US\$ 14 bilhões (dólares de 2002), a despeito das turbulências financeiras acirradas pela globalização. Tal fato pode ser atribuído, a princípio, às condições altamente competitivas resultantes de uma espetacular revolução tecnológica experimentada pelo setor.

A mais importante implicação do presente estudo para efeito de política econômica é a confirmação de que a balança comercial agroindustrial é sensível a mudanças na renda externa.

A política comercial brasileira deve romper a inércia que historicamente a tem caracterizado na busca de novos mercados ou mesmo na preservação dos já obtidos. Os incrementos no volume exportado geralmente ocorrem como consequência de contextos

externamente favoráveis, a exemplo da elevada cotação da soja no mercado internacional e das epidemias de gripe asiática e mal da vaca louca, e não por uma atuação pró-ativa do governo brasileiro.

É imperiosa a construção de estratégias de longo prazo, permitindo agir com clareza na busca de acordos comerciais que garantam maior inserção dos produtos brasileiros no mercado mundial.

Embora os custos de produção para diversos produtos componentes do complexo agroindustrial sejam um dos menores do mundo, nossa competitividade é bastante prejudicada pelos efeitos nocivos da forte proteção que as nações desenvolvidas (sobretudo Estados Unidos e União Européia) exercem no contexto do comércio agrícola internacional. Tal proteção é consubstanciada por expressivos volumes de recursos concedidos aos seus produtores na forma de subsídios e outras medidas de proteção.

Em síntese, e também como conclusão implícita desta pesquisa, para que o complexo agroindustrial possa superar os desafios futuros da competição internacional, há que se modificar os padrões de investimento em políticas públicas para beneficiar o setor externo.

8 REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

ALEXANDER, S. Effects of a devaluation on a trade balance. **IMF Staff Papers**, v. 2, p. 263-278, apr. 1952.

ALMEIDA, C. O. de. **Taxa de câmbio e determinantes da balança comercial de produtos agrícolas e agroindustriais do Brasil: 1961 a 1995**. Piracicaba, 1998. 105 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

ALVES, L. R. A.; BACCHI, M. R. P. Oferta de exportação de açúcar do Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v.42, n. 1, p. 9-33, jan./mar. 2004.

AMAZONAS, A.; BARROS, A. R. Manufactured exports from Brazil: determinants and consequences. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 50, n. 1, p. 73-100, jan./mar. 1996.

ARAÚJO, N. B.; WEDEKIN, I.; PINAZZA, L. A. **Complexo agroindustrial: o agribusiness brasileiro**. São Paulo: Agroceres, 1990. 238 p.

ARAÚJO, P. F. C. et al. **O crescimento da agricultura paulista e as instituições de ensino, pesquisa e extensão numa perspectiva de longo prazo**. Relatório final do projeto contribuição da Fapesp à agricultura do Estado de São Paulo. São Paulo: FAPESP, 2003. 176 p.

BARROS, A. L. M. de. **Capital, produtividade e crescimento da agricultura: o Brasil de 1970 a 1995**. Piracicaba, 1999. 149 p. Tese (Doutorado) – Escola Superior de Agricultura Luiz de Queiroz, Universidade de São Paulo.

BARROS, J. R. M. (org.); MIRANDA, E. F. de (coord.). **Agricultura e estabilização no Brasil: coletânea de artigos, 1995-1998**. Brasília: Embrapa, 1998. 182 p.

BAUMANN, R.; MOREIRA, H. C. Os incentivos às exportações brasileiras de produtos manufaturados – 1969/85. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 17, n. 2, p. 471-490, ago. 1987.

BESLEY, D.; KUH, E; WELSH, R. **Regression diagnostics: identifying influential data and sources of collinearity**. New York: John Wiley & Sons, 1980. 292 p.

BLANCHARD, O. **Macroeconomia: teoria e política econômica**. Trad. Maria Jose Cyhlar Monteiro. Rio de Janeiro: Campus, 2001. 656 p.

BONELLI, R.; FONSECA, R. **Ganhos de produtividade e de eficiência: novos resultados para a economia brasileira**. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 1998. 43 p. (Texto para Discussão n. 557).

BONELLI, R.; PESSÔA, E. de P. **O papel do Estado na pesquisa agrícola no Brasil**. Rio de Janeiro: IPEA, jul. 1998. 40 p. (Texto para Discussão n. 576).

BONOMO, M.; TERRA, C. The political economy of exchange rate policy in Brazil: 1964-1997. **Ensaio Econômico**, EPGE, Rio de Janeiro, n. 341, jan. 1999. 46 p.

BONTEMPO, H. C. Política cambial e superávit comercial. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 19, n. 1, p. 45-64, abr. 1989.

BRAGA, H. C.; MARKWALD, R. A. Funções de oferta e de demanda das exportações de manufaturados no Brasil: estimação de um modelo simultâneo. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 13, n. 3, p. 707-744, dez. 1983.

BRAGA, H. C.; ROSSI, J. W. A dinâmica da balança comercial no Brasil, 1970-84. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 41, n. 2, p. 237-248, abr./jun. 1987.

BRANSON, W. H.; LITVACK, J. M. **Macroeconomia**. Trad. Silvia Maria Schor. São Paulo: Harbra, 1978. 432 p.

CAIXETA FILHO, J. V. Logística e transporte no agronegócio brasileiro. **Preços Agrícolas**, São Paulo, ano XIV, n. 170, p. 3-5, dez. 2000/jan. 2001.

CARVALHO, M. A. de. Taxa de câmbio e receita das exportações agrícolas. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 33., 1995, Curitiba. **Anais**. Brasília: SOBER, 1995. p. 236-251.

CARVALHO, M. A. de. Comércio Agrícola e Vulnerabilidade Externa Brasileira. **Agricultura de São Paulo**, São Paulo, v. 49, n. 2, p. 55-69, 2002.

CASTRO, A. S. de; CAVALCANTI, M. A. F. H. Estimação de equações de exportações e importações para o Brasil – 1955/95. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 28, n. 1, p. 1-68, abr. 1998.

COCHRANE, W. W. **Farm prices: myth and reality**. St. Paul: University of Minnesota Press, 1958.

CONFEDERAÇÃO NACIONAL DO TRANSPORTE. **Pesquisa Rodoviária CNT 2004**. Disponível em: <<http://www.cnt.org.br/cnt/pesquisas/2004/index.htm>>. Acesso em: 15 set. 2004.

CONJUNTURA ECONÔMICA. Rio de Janeiro: FGV, v. 58, n. 10, out. 2004. p. XIX.

CONTADOR, C. R.; FERREIRA, L. R. **Insumos modernos na agricultura brasileira**. Rio de Janeiro: INPES/IPEA, jan. 1984. 159 p. (Texto para Discussão Interna n. 65).

CHRISTENSEN, L. R. Concepts and measurements of agricultural productivity. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 57, n. 5, p. 910-915, dec. 1975.

DAVIS, J. H.; GOLDBERG, R. A. **A concept of agribusiness**. Boston: Division of Research. Graduate School of Business Administration. Harvard University, 1957. 136 p.

DIAS, G. L. S. O papel da agricultura no processo de ajustamento. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 27., 1989, Piracicaba. **Anais**. Brasília: SOBER, 1989. p. 310-317.

DORNBUSCH, R.; FISCHER, S. **Macroeconomia**. Trad. Roberto Luis Troster. 5. ed. Rio de Janeiro: Makron Books, 1991. 930 p.

FAO STATISTICAL DATABASE. Disponível em: <<http://apps.fao.org/>>. Acesso em: 25 out. 2004.

FERREIRA, A. H. B. Testes de cointegração e um modelo de correção de erro para a balança comercial brasileira. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 23, n. 1, p. 35-65, jan./abr. 1993.

FERREIRA, L. R. Política econômica e pobreza rural no Brasil. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 16, n. 3, p. 159-172, jul./set. 1978.

FURTUOSO, M. C. O.; GUILHOTO, J. J. M. Estimativa e mensuração do produto interno bruto do agronegócio da economia brasileira, 1994 a 2000. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 41, n. 4, p. 803-827, nov./dez. 2003.

GREENE, W. H. **Econometric Analysis**. 5. ed. New York: Prentice Hall, 2003. 1026 p.

GUILHOTO, J. J. M.; FURTUOSO, M. C. O.; BARROS, G. S. C. **O agronegócio na economia brasileira: 1994 a 1999**. Relatório de Pesquisa. CNA/CEPEA-USP. Piracicaba, 2000. 139 p.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Trad. Ernesto Yoshida. 3. ed. São Paulo: Pearson Education do Brasil, 2000. 846 p.

GUIMARÃES, C. V.; OLIVEIRA, I. C. Plano de estabilização e comércio exterior agrícola. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 28., 1990, Florianópolis. **Anais**. Brasília: SOBER, 1990. p. 329-341.

HARBERGER, A. C. Currency depreciation, income and balance of trade. **Journal of Political Economy**, v. 58, p. 47-60, feb.-dec. 1950.

HELFAND, S. M.; REZENDE, G. C. de. **Brazilian agriculture in the 1990s: impact of the policy reforms**. Rio de Janeiro: IPEA, abr. 2001. 39 p. (Texto para Discussão n. 785).

HOMEM DE MELO, F. B.; ZOCKUN, M. H. G. P. Exportações agrícolas, balanço de pagamentos e abastecimento do mercado interno. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 7, n. 2, p. 9-50, 1977.

HOMEM DE MELO, F. B. Os efeitos negativos da política cambial sobre a agricultura brasileira. **Economia Aplicada**, São Paulo, v. 3, n. especial, p. 35-46, mar. 1999a.

HOMEM DE MELO, F. B. O Plano Real e a agricultura brasileira: perspectivas. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.19, n. 4, p. 146-155, out./dez. 1999b.

HORTA, M. H.; PIANI, G.; KUME, H. A política cambial e comercial. In: **Perspectivas da economia brasileira - 1992**. Rio de Janeiro: IPEA, 1991. p. 59-79.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA. **Base de dados**. Disponível em <<http://www.ipeadata.gov.br>>. Acesso em: 26 out. 2004.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Direction of Trade Statistics Historical**. Washington, D.C.: IMF. 1 CD-ROM.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **Direction of Trade Statistics**. Washington, D.C.: IMF, September 2004. 1 CD-ROM.

INTERNATIONAL MONETARY FUND. **International Financial Statistics**. Washington, D.C.: IMF, September 2004. 1 CD-ROM.

JANK, M. S. Mudanças no padrão de crescimento e dinâmica de ajuste externo do setor agroindustrial. In: CONGRESSO BRASILEIRO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 28., 1990, Florianópolis. **Anais**. Brasília: SOBER, 1990. p. 297-307.

KUME, H.; PIANI, G. **O ICMS sobre as exportações brasileiras: uma estimativa da perda fiscal e do impacto sobre as vendas externas**. Rio de Janeiro: IPEA, mar. 1997. 22 p. (Texto para Discussão n. 765).

LOCATELLI, R. L.; SILVA, J. A. B. da. Câmbio real e competitividade das exportações brasileiras. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 45, n. 4, p. 543-564, out./dez. 1991.

LOPES, F. L. Notes on the Brazilian Crisis of 1997-99. **Brazilian Journal of Political Economy**, São Paulo, v. 23, n. 3, p. 35-62, july/sept. 2003.

MARTNER, R. Efeitos macroeconômicos de uma desvalorização cambial: análise de simulações para o Brasil. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 1, p. 35-72, abr. 1992.

MENDONÇA DE BARROS, J. R. et al. Sistema fiscal e incentivos às exportações. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 29, n. 4, p. 3-23, out./dez. 1975.

MONTOYA, M. A.; FINAMORE, E. B. Evolução do PIB do agronegócio brasileiro de 1959 a 1995: uma estimativa na ótica do valor adicionado. **Revista Teoria e Evidência Econômica**. Passo Fundo (RS): UPF editora, v. 9, n. 16, p. 9-24, maio 2001.

NELSON, C. R.; PLOSSER, C. I. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. **Journal of Monetary Economics**, v. 10, n. 2, sep. 1982. p. 139-162.

NETER, J.; KUTNER, M.; NACHSTHEIM, C.; WASSERMAN, W. **Applied linear statistical models**. 4 ed. Homewood: Richard D. Irwin, 1996. 1408 p.

NEVES, R. B. Composição das exportações brasileiras e estabilidade da receita de exportações. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 14, n. 3, p. 659-687, dez. 1984.

NUNES, J. M. M. Balança comercial e taxa de câmbio real: uma análise de cointegração. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.14, n. 1, p. 47-61, jan./mar. 1994.

NUNES, E. P.; CONTINI E. **Complexo agroindustrial brasileiro: caracterização e dimensionamento**. Brasília: Associação Brasileira de Agribusiness, 2001. 109 p.

OECD DATABASE 1986-2003. **Producer and Consumer Support Estimates**. Disponível em: <<http://www.oecd.org/dataoecd/32/23/32360507.xls>>. Acesso em: 05 jan. 2005.

PARRÉ, J. L.; GUILHOTO, J. J. M. A desconcentração regional do agronegócio brasileiro. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 55, n. 2, p. 223-251, abr./jun. 2001.

PASTORE, A. C.; MENDONÇA DE BARROS, J. R.; KADOTA, D. A teoria da paridade do poder de compra, minidesvalorizações e o equilíbrio da balança comercial brasileira. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 6, n. 2, p. 287-312, ago. 1976.

PINHEIRO, A. C.; HORTA, M. H. A competitividade das exportações brasileiras no período 1980/88. **Pesquisa e Planejamento Econômico**, Rio de Janeiro, v. 22, n. 3, p. 437-474, dez. 1992.

PINHEIRO, A. C. et al. Composição setorial dos incentivos às exportações brasileiras. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 47, n. 4, p. 473-501, out./dez. 1993.

PORSSE, A. A. Notas metodológicas sobre o dimensionamento do PIB do agronegócio do Rio Grande do Sul. **Documentos FEE**, n.55. Porto Alegre: Fundação de Economia e Estatística Siegfried Emanuel Heuser, 2003. 33 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 1994. Brasília, v. 31, 1995. 212 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 1995. Brasília, v. 32, 1996. 236 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 1996. Brasília, v. 33, 1997. 243 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 1997. Brasília, v. 34, 1998. 216 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 1998. Brasília, v. 34, 1998. 230 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 1999. Brasília, v. 35, 1999. 250 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 2000. Brasília, v. 36, 2000. 285 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 2001. Brasília, v. 37, 2001. 284 p.

RELATÓRIO DO BANCO CENTRAL DO BRASIL - 2002. Brasília, v. 38, 2002. 298 p.

REZENDE, G. C. de. Ajuste externo e agricultura no Brasil, 1981-86. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 42, n. 2, p. 101-37, abr./jun. 1988.

REZENDE, G. C. de; BUAINAIN, A. M. Structural adjustment and agricultural in Brazil: the experience of the 1980's. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 48, n. 4, p. 491-503, out./dez. 1994.

RIVERA-BATIZ, F. L.; RIVERA-BATIZ, L. A. **International finance and open economy macroeconomics**. 2. ed. New York: Macmillan, 1994. 676 p.

ROSE, A. K. The role of exchange rates in a popular model of international trade: Does the 'Marshall-Lerner' condition hold? **Journal of International Economics**, v. 30, n. 3/4, p. 301-316, may 1991.

SCHIFF, M.; VALDÉS, A. Agriculture and the macroeconomy. In: GARDNER, B.; RAUSSER, G. (org.) **Handbook of agriculture economics**. Washington: Elsevier Science, 1998. cap. 1, p. 1-35.

SCHUH, G. E. The exchange rate and U.S. agriculture. **American Journal of Agricultural Economics**, v. 56, n. 1, p. 1-13, feb. 1974.

SCHUH, G. E. **Agriculture in Brazil: policy, modernization and economic development**. Apresentado na Conferência Internacional sobre Agricultura nas Américas, São Paulo, ago. 1998.

SÖDERSTEN, Bo. **International economics**. 2. ed. Houndmills: Macmillan, 1980. 524 p.

SUPLICY, E. M. **Os efeitos das minidesvalorizações na economia brasileira**. Trad. Cândido Bueno de Azevedo. 2. ed. Rio de Janeiro: FGV, 1979. 254 p.

SUZIGAN, W. et al. **Crescimento industrial no Brasil: incentivos e desempenho recente**. Rio de Janeiro: IPEA/INPES, 1974. 281 p. Relatórios de pesquisa, n. 8.

TYLER, W. G. O viés antiexportação em políticas comerciais e o desempenho das exportações: alguns aspectos da recente experiência brasileira. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 36, n. 2, p. 183-196, abr./jun. 1982.

TWEETEN, L. **Farm Policy Analysis**. Boulder: Westview Press, 1989.

VEIGA, P. da M.; IGLESIAS, R. **Políticas de incentivo às exportações no Brasil entre 1964 e 2002: resenha de estudos selecionados**. Brasília: Secretaria de Assuntos Internacionais do Ministério da Fazenda, 2003. 53 p. (Temas de Economia Internacional).

VIANA, G. C. Tasa de cambio real efectiva y exportaciones brasileñas de productos manufacturados. Rio de Janeiro: IPEA/PNPE, nov. 1993, 84 p. (Cadernos de Economia, 14).

WILLIAMSON, J.; MILNER, C. **The world economy: a textbook in international economics**. 2. ed. New York: Harvester Wheatsheaf, 1991. 461 p.

WORLD BANK. Brazil Programmatic Loan for Sustainable and Equitable Growth. In: **UNCTAD-World Bank Trade Facilitation Seminar**, 2004 May 13, Geneva. Disponível em: <<http://r0.unctad.org/ttl/ppt-2004-05-13/12-Brazil%20Competitividad-Uncdad%20WB%20Seminar.pps>>. Acesso em: 21 set. 2004.

ZINI JR., A. A. A política cambial em discussão. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v. 9, n. 1, p. 47-61, jan./mar. 1989.

ZINI JR., A. A. **Taxa de câmbio e política cambial no Brasil**. 2. ed. São Paulo: EDUSP, 1995. 192 p.

APÉNDICE A

Tabela A.1 – Variáveis utilizadas nos modelos.

Ano	STCAI (US\$ mil de 2002)	TCER_IPA (2002 = 100)	TCER_TNT (2002 = 100)	RI (R\$ mil de 2002)	RE (US\$ mil de 2002)	TT (2002 = 100)	PTF (2002 = 100)
1970	5.706.790,34	120,85	100,12	353.695.190,16	261.689.987,43	127,91	-
1971	5.365.260,80	121,22	102,07	396.440.983,61	270.960.224,10	119,75	-
1972	7.180.734,26	131,21	114,08	441.556.640,63	302.873.434,37	117,06	-
1973	9.380.674,22	144,28	128,72	476.164.280,33	382.391.262,86	106,31	-
1974	7.217.388,00	137,98	123,34	520.104.131,68	415.234.265,31	67,27	-
1975	7.832.722,62	122,46	108,93	546.877.926,42	396.730.958,54	92,61	66,41
1976	9.667.755,41	117,25	106,67	627.718.768,50	402.369.681,76	101,25	60,43
1977	12.335.253,28	123,03	105,84	660.294.908,35	434.510.831,93	133,05	64,42
1978	8.732.655,32	124,10	110,06	695.847.332,74	454.684.072,97	85,84	63,75
1979	7.441.619,60	126,77	114,67	752.695.170,83	486.668.003,98	67,70	65,75
1980	9.641.388,59	131,92	139,97	812.363.909,77	487.247.816,87	79,98	70,39
1981	10.235.706,29	114,97	115,84	792.420.947,63	437.321.979,91	101,58	75,71
1982	8.347.925,49	102,54	100,76	802.168.734,49	398.677.571,85	102,76	71,72
1983	10.481.832,72	96,55	115,49	797.222.043,18	386.196.964,77	155,15	77,03
1984	12.086.113,33	92,83	119,84	854.564.212,02	399.870.868,64	164,67	73,05
1985	10.781.591,30	90,16	111,74	919.810.436,20	390.267.235,86	161,97	83,68
1986	7.373.831,16	136,64	165,62	978.894.801,47	435.615.205,31	81,28	70,39
1987	9.721.429,57	84,82	96,69	1.007.772.873,19	483.415.286,16	130,50	79,69
1988	10.980.190,32	53,30	63,45	1.035.121.278,94	527.558.334,70	174,13	76,37
1989	9.667.940,78	31,16	36,56	1.083.464.206,26	531.900.014,38	108,93	79,03
1990	8.338.811,11	54,44	55,64	1.003.616.504,85	549.532.008,57	99,37	77,03

(continua)

Ano	STCAI (US\$ mil de 2002)	TCER_IPA (2002 = 100)	TCER_TNT (2002 = 100)	RI (R\$ mil de 2002)	RE (US\$ mil de 2002)	TT (2002 = 100)	PTF (2002 = 100)
1991	6.901.183,77	58,11	57,28	1.014.277.255,64	543.922.394,80	76,67	81,68
1992	8.697.866,54	53,75	53,01	1.008.251.318,10	583.719.118,13	94,78	80,36
1993	8.400.454,76	38,13	36,35	1.058.238.993,71	532.153.751,45	77,69	81,02
1994	10.317.987,92	69,53	56,63	1.119.992.832,83	596.213.988,72	73,97	85,00
1995	8.747.175,58	101,25	68,81	1.167.202.825,43	671.594.794,91	56,23	87,00
1996	9.005.767,26	101,90	67,11	1.197.792.955,33	666.145.284,10	57,79	88,74
1997	9.895.313,61	98,64	65,19	1.236.946.825,40	654.070.781,29	57,66	90,53
1998	10.203.236,68	101,01	65,71	1.238.772.142,32	648.422.255,88	61,82	92,35
1999	10.903.658,37	118,48	90,13	1.248.640.401,15	636.560.681,77	76,40	94,20
2000	8.909.509,52	108,61	86,78	1.302.571.050,89	604.001.884,15	64,90	96,10
2001	13.033.355,61	120,89	100,09	1.320.744.615,38	590.867.563,59	96,10	98,03
2002	14.068.950,00	100,00	100,00	1.346.000.000,00	628.836.940,00	100,00	100,00

Fonte: Cálculos do autor. Veja seção 5.2 (Descrição das variáveis e fontes dos dados).

Tabela A.2 – Ponderação da participação dos países no cálculo da taxa de câmbio efetiva real.

País	1970	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979	1980	1981
Alemanha	0,1357	0,1443	0,1514	0,1508	0,1541	0,1491	0,1369	0,1384	0,1286	0,1216	0,1162	0,0926
Argentina	0,0803	0,0640	0,0570	0,0569	0,0443	0,0425	0,0529	0,0552	0,0536	0,0800	0,0720	0,0559
Bélgica	0,0261	0,0237	0,0224	0,0274	0,0323	0,0257	0,0178	0,0173	0,0174	0,0189	0,0196	0,0203
Canadá	0,0255	0,0283	0,0230	0,0205	0,0376	0,0253	0,0319	0,0284	0,0324	0,0288	0,0474	0,0351
Chile	0,0135	0,0125	0,0116	0,0074	0,0155	0,0144	0,0246	0,0297	0,0272	0,0357	0,0342	0,0354
Espanha	0,0307	0,0274	0,0321	0,0302	0,0279	0,0318	0,0352	0,0371	0,0220	0,0216	0,0272	0,0174
Estados Unidos	0,3625	0,3578	0,3454	0,3286	0,3389	0,3269	0,3273	0,2979	0,3403	0,3068	0,3075	0,2989
França	0,0446	0,0475	0,0497	0,0469	0,0394	0,0426	0,0469	0,0556	0,0562	0,0574	0,0577	0,0554
Holanda	0,0449	0,0448	0,0625	0,0794	0,0559	0,0516	0,0604	0,0715	0,0547	0,0641	0,0514	0,0610
Itália	0,0634	0,0628	0,0697	0,0581	0,0482	0,0675	0,0561	0,0619	0,0468	0,0471	0,0513	0,0598
Japão	0,0732	0,0825	0,0835	0,1017	0,1187	0,1326	0,1083	0,1004	0,1133	0,0967	0,0909	0,0970
México	0,0085	0,0106	0,0119	0,0111	0,0116	0,0166	0,0227	0,0213	0,0223	0,0262	0,0352	0,0553
Reino Unido	0,0660	0,0676	0,0605	0,0603	0,0471	0,0478	0,0477	0,0441	0,0504	0,0559	0,0386	0,0403
Uruguai	0,0094	0,0114	0,0071	0,0059	0,0109	0,0104	0,0159	0,0186	0,0151	0,0186	0,0191	0,0204
Venezuela	0,0157	0,0149	0,0121	0,0147	0,0175	0,0152	0,0153	0,0225	0,0199	0,0206	0,0317	0,0553
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

(continua)

País	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988	1989	1990	1991	1992	1993
Alemanha	0,0901	0,0852	0,0756	0,0933	0,0998	0,1004	0,0902	0,0862	0,1064	0,1098	0,0974	0,0926
Argentina	0,0531	0,0466	0,0545	0,0436	0,0583	0,0516	0,0519	0,0576	0,0604	0,0850	0,1154	0,1395
Bélgica	0,0233	0,0257	0,0276	0,0266	0,0231	0,0263	0,0313	0,0327	0,0345	0,0397	0,0604	0,0330
Canadá	0,0326	0,0400	0,0395	0,0368	0,0368	0,0368	0,0405	0,0392	0,0276	0,0277	0,0215	0,0264
Chile	0,0266	0,0175	0,0206	0,0196	0,0219	0,0264	0,0275	0,0349	0,0277	0,0315	0,0339	0,0336
Espanha	0,0196	0,0265	0,0205	0,0240	0,0209	0,0197	0,0249	0,0225	0,0253	0,0244	0,0212	0,0207
Estados Unidos	0,3102	0,3450	0,3956	0,4021	0,3851	0,3802	0,3602	0,3410	0,3315	0,3082	0,2954	0,3162
França	0,0620	0,0617	0,0480	0,0463	0,0531	0,0478	0,0443	0,0415	0,0418	0,0396	0,0348	0,0332
Holanda	0,0528	0,0629	0,0578	0,0701	0,0609	0,0668	0,0836	0,0839	0,0739	0,0641	0,0639	0,0617
Itália	0,0633	0,0534	0,0510	0,0548	0,0504	0,0571	0,0500	0,0585	0,0632	0,0571	0,0583	0,0500
Japão	0,0971	0,0915	0,0824	0,0828	0,0983	0,0928	0,0999	0,1015	0,1077	0,1011	0,0835	0,0856
México	0,0511	0,0436	0,0390	0,0271	0,0130	0,0149	0,0119	0,0178	0,0190	0,0252	0,0350	0,0280
Reino Unido	0,0395	0,0434	0,0393	0,0372	0,0402	0,0413	0,0447	0,0416	0,0379	0,0399	0,0405	0,0363
Uruguai	0,0126	0,0109	0,0103	0,0118	0,0204	0,0186	0,0194	0,0268	0,0248	0,0207	0,0208	0,0260
Venezuela	0,0662	0,0460	0,0381	0,0240	0,0177	0,0193	0,0196	0,0142	0,0184	0,0261	0,0179	0,0172
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

(continua)

País	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
Alemanha	0,1024	0,1040	0,0973	0,0940	0,1029	0,1025	0,0876	0,0919	0,0968
Argentina	0,1447	0,1438	0,1678	0,1848	0,1827	0,1559	0,1632	0,1411	0,0994
Bélgica	0,0301	0,0355	0,0270	0,0256	0,0344	0,0313	0,0296	0,0377	0,0337
Canadá	0,0252	0,0240	0,0250	0,0249	0,0235	0,0210	0,0209	0,0186	0,0211
Chile	0,0292	0,0341	0,0274	0,0261	0,0224	0,0223	0,0275	0,0277	0,0293
Espanha	0,0188	0,0251	0,0256	0,0265	0,0278	0,0327	0,0265	0,0283	0,0291
Estados Unidos	0,2916	0,2871	0,2962	0,2869	0,2911	0,3172	0,3283	0,3455	0,3649
França	0,0328	0,0362	0,0317	0,0339	0,0404	0,0453	0,0451	0,0470	0,0460
Holanda	0,0619	0,0504	0,0554	0,0529	0,0414	0,0431	0,0423	0,0423	0,0513
Itália	0,0694	0,0687	0,0630	0,0630	0,0639	0,0624	0,0538	0,0504	0,0501
Japão	0,0926	0,0949	0,0806	0,0801	0,0678	0,0666	0,0679	0,0641	0,0623
México	0,0249	0,0197	0,0228	0,0243	0,0243	0,0232	0,0301	0,0315	0,0398
Reino Unido	0,0365	0,0339	0,0357	0,0330	0,0350	0,0369	0,0339	0,0368	0,0434
Uruguai	0,0241	0,0230	0,0243	0,0222	0,0239	0,0183	0,0171	0,0144	0,0127
Venezuela	0,0157	0,0196	0,0202	0,0219	0,0185	0,0213	0,0262	0,0227	0,0200
Total	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000	1,0000

Fonte: Cálculos do autor com dados do *Direction of Trade Statistics*.

APÉNDICE B

Tabela B.1 – Estatísticas principais dos modelos testados.

Modelo	Intercepto	TCER_IPA	TCER_TNT	RI	RE	TT	PTF	F	\bar{R}^2	DW
1	-9,84 (-3,13)	0,27 (4,57)*		0,01 (0,08)	1,07 (4,20)*	0,67 (7,15)*		25,91	0,79	1,53
2	-9,59 (-2,85)		0,26 (3,98)*	-0,09 (-0,55)	1,18 (4,27)*	0,58 (6,13)*		22,52	0,76	1,38
3	-9,98 (-3,89)	0,27 (4,65)*			1,09 (10,09)*	0,68 (8,42)*		35,77	0,79	1,54
4	-8,45 (-3,25)		0,25 (3,99)*		1,04 (9,34)*	0,55 (7,09)*		30,67	0,76	1,33
5	-1,44 (-0,28)	0,22 (3,47)*		-0,22 (-0,79)	0,81 (2,85)*	0,59 (5,78)*	0,50 (1,24)	9,95	0,69	1,64
6	-0,53 (-0,09)		0,20 (2,70)*	-0,42 (-1,47)	0,94 (2,88)*	0,52 (4,98)*	0,74 (1,75)**	7,95	0,64	1,48

Fonte: Resultados da pesquisa.

Notas: A variável dependente é o saldo da balança comercial do complexo agroindustrial (STCAI).

Nos modelos 1 a 4, o período de análise é de 1970 a 2002. Para os modelos 5 e 6, as regressões foram estimadas considerando o período de 1975 a 2002.

As estatísticas t de Student estão reportadas entre parênteses, abaixo dos coeficientes estimados.

* valor significativo ao nível de 1%.

** valor significativo ao nível de 5%.

Tabela B.2 – Matriz de correlação simples entre as variáveis explicativas dos modelos 5 e 6.

	TCER_IPA	TCER_TNT	RI	RE	TT	PTF
TCER_IPA	1,00	0,82	-0,27	-0,22	-0,20	-0,19
TCER_TNT	0,82	1,00	-0,47	-0,60	0,22	-0,40
RI	-0,27	-0,47	1,00	0,86	-0,35	0,94
RE	-0,22	-0,60	0,86	1,00	-0,62	0,78
TT	-0,20	0,22	-0,35	-0,62	1,00	-0,28
PTF	-0,19	-0,40	0,94	0,78	-0,28	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa.

Tabela B.3 – Matriz de correlação simples entre as variáveis explicativas dos modelos 1 e 2.

	TCER_IPA	TCER_TNT	RI	RE	TT
TCER_IPA	1,00	0,83	-0,46	-0,39	-0,15
TCER_TNT	0,83	1,00	-0,51	-0,58	0,21
RI	-0,46	-0,51	1,00	0,91	-0,34
RE	-0,39	-0,58	0,91	1,00	-0,57
TT	-0,15	0,21	-0,34	-0,57	1,00

Fonte: Resultados da pesquisa.