

MÁRCIA APARECIDA DE PAIVA SILVA

**EFEITOS DA ABERTURA COMERCIAL E DA LIQUIDEZ EXTERNA
SOBRE O CRESCIMENTO DO SETOR AGROPECUÁRIO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

VIÇOSA
MINAS GERAIS – BRASIL
2008

Livros Grátis

<http://www.livrosgratis.com.br>

Milhares de livros grátis para download.

MÁRCIA APARECIDA DE PAIVA SILVA

**EFEITOS DA ABERTURA COMERCIAL E DA LIQUIDEZ EXTERNA
SOBRE O CRESCIMENTO DO SETOR AGROPECUÁRIO BRASILEIRO**

Dissertação apresentada à Universidade Federal de Viçosa, como parte das exigências do Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, para obtenção do título de *Magister Scientiae*.

APROVADA, 19 de dezembro de 2008.

Prof. Orlando Monteiro da Silva

Prof^a. Elaine Aparecida Fernandes

Prof^a. Sônia Maria Leite Ribeiro do Vale

Prof. Antônio Carvalho Campos
(Co-orientador)

Prof^a. Marília Fernandes Maciel Gomes
(Orientadora)

A Deus, pelo dom da vida.
Aos meus pais, Ana Maria e Benedito, e a toda a minha família, pelo apoio.
Ao Ricardo, pela paciência e pelo companheirismo.

AGRADECIMENTOS

A Deus e, em especial, a Nossa Senhora Aparecida e a Santa Rita de Cássia, pela força, saúde, coragem e sabedoria para vencer as dificuldades e por delinear o caminho para o alcance dos meus objetivos.

Aos meus pais, Ana Maria e Benedito, pelo exemplo de vida, pelas orações, pelo apoio financeiro, por sempre acreditarem em meu trabalho e por serem essas pessoas maravilhosas, fonte de inspiração para nunca desistir dos meus sonhos. À minha irmã, Ana Paula, por me animar em todos os dias de minha vida, por suas palavras de incentivo, seu carinho e sua companhia – embora distante, nunca esteve longe do meu coração. Ao meu sobrinho-afilhado, José Gabriel, pelo amor sempre persistente e concreto à madrinha distante, que me estimulam para seguir minha caminhada. Ao meu cunhado, Felipe, pela confiança e amizade. A todos da minha família, pelo apoio concedido.

Ao meu namorado, Ricardo, pelo amor, compreensão, companheirismo e paciência, que me concederam equilíbrio para passar por todos os desafios e por me fazer sempre acreditar em minha capacidade. A toda a sua família e aos seus amigos, pelo carinho, pela atenção e pelos momentos de descontração, sempre indispensáveis ao estímulo diário.

À minha família de Viçosa, em especial à Carolina, companheira de república, pela paciência, pela ajuda nos momentos felizes e tristes e por toda a tranqüila convivência, que foram imprescindíveis para a conclusão de mais esta etapa. Aos meus velhos e bons amigos: Luíza, Gabriela, Raquel, Marcelão, Dipa, Eduardo, Daniel,

Leandro, e suas respectivas namoradas, pelo apoio, pela compreensão e pelas visitas, que me animavam a continuar meu trabalho.

Aos meus amigos do mestrado: Patrícia, Caroline, Gil, Henrique, Elvânio, Cristiano, Luíza, Giovanna e aos amigos e colegas do doutorado: Aracy, Alexandre, Ricardo, Herbert, Norberto, Rosângela, João Ricardo, pela amizade, ajudas acadêmicas e feliz convivência. Ao Marlon e, em especial, ao Dênis, pela presteza e ajuda indispensáveis à conclusão deste trabalho.

À minha orientadora, Prof^ª. Marília Fernandes Maciel Gomes, pela dedicação e confiança, fundamentais à conclusão desta etapa; pela compreensão e estímulo, essenciais ao crescimento profissional; e pelo carinho e amizade no convívio diário.

Aos meus professores co-orientadores, Antônio Carvalho Campos e João Eustáquio de Lima, pelo comprometimento e pelas valiosas sugestões e intervenções, que contribuíram para o meu enriquecimento profissional e pessoal.

À Prof^ª. Elaine Aparecida Fernandes, pela atenção e pela ajuda desde o início da pesquisa, pela participação na defesa e pela leitura atenciosa, que permitiu a apresentação de preciosas observações.

Ao professor Orlando Monteiro da Silva, pela dedicação desde o projeto de pesquisa, pelas valiosas contribuições apresentadas na defesa e, principalmente, pelas belas palavras.

À Prof^ª. Sônia Maria Leite Ribeiro do Vale, pelos ensinamentos acadêmicos e pessoais, pela participação na defesa, pelas observações que enriqueceram o trabalho e, sobretudo, pelo carinho.

A todos os demais professores que contribuíram para a minha formação, em especial à Prof^ª Fátima Marília Andrade de Carvalho, pela atenção e contribuições iniciais; ao Prof. José Maria Alves da Silva, pela disposição em ajudar em todos os momentos de dúvida; ao Prof. Maurinho Luiz dos Santos, pela valiosa orientação no trabalho de Iniciação Científica, pelas conquistas subjacentes e pelo apoio, essenciais para o ingresso e a conclusão do curso de mestrado; aos professores Adelson Martins Figueiredo, Patrícia Lopes Rosado, Marcelo José Braga, Sebastião Teixeira Gomes e todos os demais professores, pelos ensinamentos essenciais para a minha formação profissional e pessoal.

A todos os funcionários do Departamento de Economia Rural: Tedinha, Luíza, Ruço, Maria, Antônio, Cida, Rosângela, Brilhante, Helena, Élide, Carminha, Dáphne e

Verônica, pela presteza, pelo carinho e pelo profissionalismo. A todos, o meu carinho muito especial e a minha gratidão.

À Universidade Federal de Viçosa e ao Departamento de Economia Rural (DER), pela minha formação profissional e pessoal, ao longo de sete anos de acolhida.

À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de Minas Gerais (FAPEMIG), pela ajuda financeira, fundamental à realização deste trabalho.

A todos que, por palavras ou manifestações de carinho, me incentivam na busca pelos meus sonhos e na luta diária para ser um profissional e uma pessoa sempre melhor.

BIOGRAFIA

MÁRCIA APARECIDA DE PAIVA SILVA, filha de Benedito Antônio da Silva e Ana Maria de Paiva Silva, nasceu em Aparecida, São Paulo, em 16 de outubro de 1982.

Em maio de 2002, iniciou o curso de Gestão do Agronegócio pela Universidade Federal de Viçosa, em Minas Gerais, graduando-se em outubro de 2006.

Em março de 2007, ingressou no Programa de Pós-Graduação em Economia Aplicada, pela Universidade Federal de Viçosa, concluindo os requisitos necessários para obtenção do título de *Magister Scientiae* em dezembro de 2008.

SUMÁRIO

LISTA DE TABELAS	ix
LISTA DE FIGURAS	xi
RESUMO	xiii
ABSTRACT	xvi
1. INTRODUÇÃO	1
1.1. Considerações iniciais.....	1
1.2. O setor agropecuário e o mercado externo	4
1.3. Abertura externa e liquidez externa brasileira	10
1.4. O problema e sua importância	13
1.5. Objetivos	15
1.5.1. Objetivo Geral.....	15
1.5.2. Objetivos Específicos	15
2. REFERENCIAL TEÓRICO	17
2.1. Teoremas do Comércio Internacional.....	17
2.1.1. Teorema de Heckscher-Ohlin	18
2.1.2. Teorema da Equalização do Preço dos Fatores	20
2.1.3. Teorema de Stolper-Samuelson	22
2.1.4. Teorema de Rybczynski.....	23
2.2. O modelo padrão de comércio: a demanda externa e a abertura comercial.....	25
2.3. Teoria da Contabilidade Nacional e do Balanço de Pagamentos	31
3. METODOLOGIA	37
3.1. Estacionariedade	38
3.1.1. Teste de Raiz Unitária de Dickey e Fuller	39
3.2. Teste de causalidade de Granger/ <i>Block Exogeneity Wald Tests</i>	41
3.3. Descrição do modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR) Estrutural.....	44
3.3.1. Análise da Função Impulso-Resposta.....	48

3.3.2. Decomposição histórica da variância dos erros de previsão.....	49
3.4. Especificação do modelo	50
3.5. Fonte de dados e descrição das variáveis.....	54
4. ANÁLISE DOS RESULTADOS	57
4.1. Estabilidade dos indicadores de abertura comercial e liquidez externa.....	57
4.2. Identificação dos determinantes externos do crescimento do setor agropecuário.....	59
4.3. Efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário.....	68
4.4. Efeitos de choques sobre o crescimento do setor agropecuário.....	79
4.5. Decomposição histórica da variância dos erros de previsão.....	83
5. RESUMO E CONCLUSÕES	89
REFERÊNCIAS.....	94
APÊNDICE.....	104
APÊNDICE A – Teste para a presença de quebra estrutural.....	105
ANEXOS	108
ANEXO A.....	109
ANEXO B.....	113
ANEXO C.....	116

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 – Valor do comércio exterior do setor agropecuário e total, no período de 1990 a 2007.....	6
Tabela 2 – Liquidez externa brasileira, no período de 1990 a 2007.....	11
Tabela 3 - Matriz de relações contemporâneas do modelo VAR Estrutural, especificada pelo procedimento de Bernanke (1986).....	52
Tabela 4 – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para o PIB agropecuário e os indicadores de abertura comercial e liquidez externa, em nível, de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.....	58
Tabela 5 – Definição do número de defasagens do modelo VAR, a partir do critério de Schwarz.....	60
Tabela 6 – Teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM)....	61
Tabela 7 – Resultados do teste de causalidade de Granger/ <i>Block Exogeneity Wald Tests</i> , para as séries incluídas no presente estudo.....	62
Tabela 8 - Matriz de relações contemporâneas do modelo VAR Estrutural	69
Tabela 9 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão de PIB agropecuário.....	84
Tabela 10 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão do índice de abertura comercial (ABCOM)	85
Tabela 11 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão do indicador de liquidez: razão entre reservas internacionais e importações agropecuárias (RESIMP)..	86

Tabela 12 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão do indicador de liquidez: razão entre dívida externa e exportações agropecuárias (DIVEXP).....	86
Tabela 13 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão do indicador de liquidez: razão entre reservas internacionais e dívida externa (RESDIV).....	87
Tabela 14 – Decomposição histórica do erro de previsão do indicador de liquidez: razão entre dívida externa e PIB agropecuário (DIVPIB).....	88
Tabela 1A – Produto Interno Bruto (PIB), por setores, no período de 2000 a 2007, Brasil.....	110
Tabela 2A – Valor do comércio exterior do setor agropecuário e geral, no período de 1990 a 2007, Brasil	111
Tabela 3A - Liquidez externa brasileira, no período de 1990 a 2007.....	112
Tabela 1C – Resumo das estatísticas calculadas para o teste ADF pelo procedimento de Doldado et al. (1990)	117
Tabela 2C – Teste de autocorrelação dos resíduos pelo Multiplicador de Lagrange (LM)	117

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 – Comportamento das exportações e importações agropecuárias e do saldo da balança comercial do setor agropecuário, no período de 1990 a 2007.....	8
Figura 2 – Teoria neoclássica do comércio.	18
Figura 3 – Preço de fatores e escolha de insumos.	20
Figura 4 – Convergência de preços por meio do comércio internacional.	21
Figura 5 – Recursos e possibilidade de produção.....	24
Figura 6 - Produção, consumo e comércio no modelo padrão.....	26
Figura 7 – Oferta relativa e demanda relativa mundial.	27
Figura 8 – Efeitos de uma transferência sobre os termos de troca.	29
Figura 9 – Efeitos de uma tarifa sobre os termos de troca.....	30
Figura 10 – Efeitos de um subsídio sobre os termos de troca.....	31
Figura 11 – Procedimento seqüencial para a realização do teste ADF.....	41
Figura 12 – Elasticidade de impulso do índice de abertura comercial (ABCOM) sobre o PIB agropecuário.	80
Figura 13 – Elasticidade de impulso do índice de liquidez: razão entre reservas internacionais e importações agropecuárias (RESIMP), sobre o PIB agropecuário.....	81
Figura 14 – Elasticidade de impulso do índice de liquidez: razão entre dívida externa e exportações agropecuárias (DIVEXP), sobre o PIB agropecuário.	81

Figura 15 – Elasticidade de impulso do índice de liquidez: razão entre reservas internacionais e dívida externa (RESDIV), sobre o PIB agropecuário.....	82
Figura 16 – Elasticidade de impulso do índice de liquidez: razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), sobre o PIB agropecuário.....	82
Figura 1B – Taxa de crescimento do PIB agropecuário, de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.	114
Figura 2B – Taxa de crescimento do índice de liquidez externa: razão entre dívida externa e PIB agropecuário (DIVPIB), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.	114
Figura 3B – Taxa de crescimento do índice de liquidez: razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.	114
Figura 4B – Taxa de crescimento do índice de liquidez: razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.	115
Figura 5B – Taxa de crescimento do índice de liquidez: razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.....	115
Figura 6B – Taxa de crescimento do índice de abertura comercial (ABCOM), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.....	115

RESUMO

z

SILVA, Márcia Aparecida de Paiva, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, dezembro de 2008. **Efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário brasileiro.** Orientadora: Marília Fernandes Maciel Gomes. Co-orientadores: Antônio Carvalho Campos e João Eustáquio de Lima.

O processo de abertura externa brasileira, visto sob a ótica de abertura comercial e liberalização financeira, tem provocado profundas mudanças no cenário político e econômico mundial. Nos países da América Latina, esse processo teve início na década de 1990 e foi implementado com vistas a obter estabilidade macroeconômica. No Brasil, a partir da abertura externa, o setor agropecuário, que sempre teve papel de relevância na economia, destacou-se pela obtenção de superávits na balança comercial e contribuição para a geração de divisas, variáveis essas capazes de promover o aumento da liquidez externa brasileira. Dada a importância do setor agropecuário para o ajuste externo da economia brasileira, o presente estudo teve por principal objetivo analisar as relações da abertura comercial e da liquidez externa com o crescimento do setor agropecuário, no período de 1990 ao primeiro trimestre de 2008. Especificamente, objetivou-se verificar os determinantes externos do setor agropecuário, bem como os efeitos do indicador de abertura comercial e dos indicadores de liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário. O trabalho foi fundamentado pela teoria da

Contabilidade Nacional/Balço de Pagamentos, que apresenta as relaões existentes entre abertura comercial, liquidez externa e crescimento. Analiticamente, utilizou-se o teste de causalidade de Granger/Block Exogeneity Tests e o modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) Estrutural. Foram utilizados o indicador de abertura comercial, referente à soma das importações e exportações agropecuárias sobre o PIB agropecuário, e os indicadores de liquidez, referentes à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias, a dívida externa e as exportações agropecuárias, as reservas internacionais e a dívida externa e à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário. Os resultados mostraram que os indicadores de abertura comercial e liquidez externa são significativos determinantes externos do crescimento do setor agropecuário. No geral, entre 1990 e 2008, o indicador de abertura comercial apresentou efeito positivo sobre o crescimento do setor, impulsionado pelo crescimento das exportações agropecuárias, que ocorreu de modo acentuado no período de 2000 a 2007. O aumento das exportações agropecuárias contribuiu para o aumento das reservas internacionais, a redução do risco da dívida externa e a melhoria da condição de liquidez externa brasileira; esses efeitos, combinados, possibilitaram o efeito positivo da liquidez externa brasileira sobre o crescimento do setor agropecuário. Entretanto, em alguns casos, a alocação do influxo de capital para o acúmulo de reservas, em contraposição à alocação de recursos para o crescimento real da economia, pode ter feito com que o aumento da liquidez apresentasse efeito negativo sobre o crescimento do setor agropecuário. Em alguns outros casos, observa-se que o aumento da dívida externa tem impacto positivo sobre o crescimento do setor. Isso ocorre em razão de o aumento do endividamento possivelmente ser proveniente de empréstimos destinados ao investimento na produção agropecuária, o que apresenta efeito positivo sobre o crescimento do setor agropecuário. Conclui-se que os efeitos verificados podem ser fortemente influenciados por políticas macroeconômicas e de infra-estrutura produtiva. Assim, muitas das relações adversas ao pressuposto de análise podem ter sido decorrentes da realidade política e econômica nacional, que apresentou comportamento fortemente diferenciado entre a década de 1990 e os anos de 2000 a 2008. A década de 1990 foi marcada pela implantação do Plano Real, que, balizada por políticas de estabilização macroeconômica, conduziu à apreciação da taxa de câmbio e ao aumento da taxa de juros e, conseqüentemente, resultou em crescimento das importações comparativamente às exportações, redução do saldo da balança comercial agropecuária e aumento da dívida externa e das reservas internacionais. De modo alternativo, entre

2000 e 2008 foi observado cenário favorável ao equilíbrio das contas externas, caracterizado, principalmente, pela flexibilização da taxa de câmbio e conseqüente obtenção de superávits crescentes na balança comercial agropecuária. Por fim, a estrutura produtiva determina a alocação de recursos, principalmente no que tange ao influxo de capitais, e pode ter influência no efeito da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário.

ABSTRACT

SILVA, Márcia Aparecida de Paiva, M.Sc., Universidade Federal de Viçosa, december of 2008. **Effect of the trade opening and the external liquidity on the growth of the Brazilian agriculture sector.** Adviser: Marília Fernandes Maciel Gomes. Co-Advisers: Antônio Carvalho Campos and João Eustáquio de Lima.

The process of Brazilian external opening, seen under the light of the trade opening and financial liberalization, has provoked deep changes in the world-wide economic political scene. In Latin America, this process began in 1990s and was implemented in order to get macroeconomic stability. In Brazil, after the external opening, the agriculture sector, which had always had a significant role in the economy, was distinguished for the attainment of trade surplus in the trade balance and contribution for the generation borderlines. Such variables are capable of promoting an increase in the Brazilian external liquidity. Given the importance of the agriculture sector for the external adjustment of the Brazilian economy, the present study had as its main objective to analyze the relations of the trade opening and the external liquidity with the growth of the agriculture sector, from the 1990 to the first quarter of the year 2008. Specifically, it was objectified to verify external determinants in the agriculture sector, as well as the effects of the indicator of trade opening and the indicators of external liquidity on the growth of the agriculture sector. The work was grounded by the theory of the National Accounting/Balance of Payments, that represent the existing relations between trade opening, external liquidity and growth. Analytically, we used the test of

Granger causality/Block Exogeneity Tests and the Structural Vector Autoregression model (SVAR). They were used, the indicator of trade opening, referring to the addition of the imports and agriculture exports on the agriculture GDP; and the indicators of liquidity, referring to the ratio between the international reserves and the agriculture imports, the external debt and the agriculture exports, the international reserves and the external debt, and the ratio between the external debt and the agriculture GDP. The results showed that the indicators of trade opening and external liquidity are significant external determinants of the growth in the agriculture sector. In general, between 1990 and 2008, the indicator of trade opening presented positive effect on the growth of the sector, boosted by the growth of agriculture exports that occurred in accented way, in the period from 2000 to 2007. The increase of the agriculture exports contributed to the increase of the international reserves, the reduction of the risk of the external debt and the improvement in the condition of the Brazilian external liquidity; these effects combined made possible the positive effect the Brazilian external liquidity had on the growth of the agriculture sector. However, in some cases, the allocation of the capital inflow for the accumulation of reserves, in contraposition to the allocation of resources for the real growth of the economy, it may have made the increase of the liquidity show a negative effect on the growth of the agriculture sector. In some other cases, it is observed that the increase of the external debt has affected positively the growth of the sector. This occurs in response to the increase of the debt possibly originated from loans destined to investments in the agriculture production, which shows a positive effect on growth of the agriculture sector. It is concluded that the verified effects can be strongly influenced by macroeconomic politics and infrastructure politics. Thus, many of the adverse relations to the assumption analysis might have been originated from the reality in the national politics and national economics, which presented strong different behavior between the 1990s and the years 2000 and 2008. The 1990s was marked by the implantation of the Plano Real that, marked out by politics of macroeconomics stabilization, led to the appreciation for the exchange rate and to the increase of interests rate, and, consequently, resulted in growth of the imports comparatively to the exports, reduction of the balance of the agriculture trade balance, increase of the external debt and the international reserves. Alternatively, between 2000 and 2008, it was observed a favorable scenario for the balance of the external accounts, characterized, mainly, by the flexibility of the exchange rate and consequent attainment of the increasing surplus in the agriculture trade balance. Finally, the productive structure determines the

allocation of resources, mainly in what it refers to the inflow of capitals, and it can influence the effect of the external liquidity on the growth of the agriculture sector.

1. INTRODUÇÃO

1.1. Considerações iniciais

O processo de abertura externa é constituído sob a concepção neoliberal¹ de desenvolvimento e assume uma relação direta entre integração externa e crescimento econômico. No âmbito da inserção econômica internacional, esse processo apresenta-se sob duas óticas: a abertura comercial – que se refere à livre transação de bens e serviços, caracterizada, principalmente, pela queda das alíquotas de importação; e a liberalização (desregulamentação) financeira – que diz respeito à integração do mercado financeiro nacional aos mercados financeiros internacionais (FILGUEIRAS, 2006).

Ao defenderem o livre comércio, Krugman e Obstfeld (2005) baseiam-se em alguns argumentos. Em primeiro lugar, a liberalização comercial implica ganhos de eficiência, ao eliminar as distorções e os custos referentes às políticas comerciais intervencionistas; em segundo lugar, em mercados restritos, a proliferação de empresas domésticas implica ineficiência na escala de produção; em terceiro, o livre comércio oferece mais oportunidades para a aprendizagem e as inovações, ao incentivar os empresários a procurar novos caminhos para exportar ou concorrer com as importações; por fim, as políticas comerciais intervencionistas, muitas vezes, são mais influenciadas por interesses particulares do que pela consideração dos custos e benefícios nacionais.

¹ Segundo Boito Jr. (2007), o modelo neoliberal surge como contraste ao modelo que o antecedeu, o desenvolvimentista, e tem como principais características o declínio do papel do Estado e a desnacionalização da economia. Em suma, alguns dos aspectos principais da política neoliberal referem-se à privatização e à abertura comercial e desregulamentação financeira.

No que tange à liberalização financeira, a abertura externa proporciona o acesso aos diferentes mercados e à liquidez internacional², condição necessária para o desenvolvimento econômico, sobretudo de economias consideradas periféricas (CARCANHOLO, 2002). Arestis e Caner (2004), seguindo a idéia proposta por Kaminsky e Schmuckler (2003), definem a liberalização financeira como a desregulamentação do capital financeiro do setor externo, do setor financeiro doméstico e do mercado acionário. Em um mercado financeiro liberalizado, bancos e corporações estão autorizados a contrair empréstimos livremente do exterior e não há restrições para o fluxo de capitais.

Em análise acerca do assunto, Carvalho (2003) afirma que, enquanto houver liquidez internacional e facilidade de captação de recursos no exterior, tem-se estabelecida uma situação favorável em termos de inserção no mercado financeiro internacional. Em contrapartida, a situação é desfavorável quando alguns acontecimentos das economias centrais provocam contração da liquidez, o que resulta em desaceleração do crescimento e crises no Balanço de Pagamentos de economias periféricas, como o Brasil.

Nas últimas décadas, em vários países em desenvolvimento, observa-se a intensificação do processo de abertura externa, principalmente representado pela abertura comercial. Wacziarg e Welch (2003) ilustram o processo de abertura comercial, apontando que, por volta de 1960, cerca de 15,6% dos países do mundo – representando 19% da população mundial – tinham aberto as políticas comerciais³ e, em 2000, um total de 73% dos países, englobando 47% da população mundial, haviam aderido ao processo de abertura ao comércio internacional.

O processo de abertura externa iniciou-se na década de 1990 e, em países da América Latina, como Brasil, Argentina e México, foi considerado uma política voltada, simultaneamente, a obter estabilização macroeconômica e à construção de um novo padrão de crescimento, com menor presença do Estado nos investimentos e aumento da produtividade, por intermédio do aumento das importações (MEDEIROS, 2005).

² No presente estudo, tendo em vista que a liberalização financeira e a abertura ao capital externo conduzem à liquidez internacional, esses três conceitos serão abordados como sinônimos. A liquidez externa, por sua vez, pode ser analisada sob a ótica de um país ou do mercado financeiro internacional. Neste trabalho, analisa-se a liquidez externa brasileira.

³ No sentido definido por Sachs e Warner (1995). Para mais detalhes, ver Wacziarg e Welch (2003).

De acordo com Leite (1996), a abertura comercial, em especial do setor agrícola, verificada em boa parte dos países em desenvolvimento, sobretudo no caso das sociedades latino-americanas, pode ser interpretada como resultado de dois movimentos distintos: o primeiro está relacionado à falência do modelo nacional-desenvolvimentista, balizado pelo processo de industrialização via substituição de importações⁴; e o segundo, à predominância da globalização econômica e sua capacidade de redirecionar o conjunto de políticas domésticas.

No caso do Brasil, Gonçalves (2005) verifica que o processo de abertura comercial avançou de forma acelerada até meados da década de 1990, quando foi instituído o Plano Real – com vistas a controlar a inflação –, sustentado principalmente na liberalização comercial e na sobrevalorização cambial. Boito Jr. (2007) afirma que, no período de 1995 a 1998, observou-se a ampliação da abertura comercial por meio da suspensão de barreiras tarifárias e não-tarifárias, desregulamentação do ingresso e saída de capitais, manutenção do câmbio valorizado e elevação da taxa de juros. Esses mecanismos de controle da inflação, entretanto, fizeram com que a balança comercial brasileira acumulasse saldos negativos. Filgueiras (2006) declara que a inserção externa da economia brasileira sofreu mudanças importantes desde 1999, em decorrência das desvalorizações cambiais, que contribuíram para que o saldo das transações correntes se tornasse superavitário, balizado pela obtenção de superávits comerciais.

Em continuidade, Nakahodo e Jank (2006) observam que a primeira metade da década de 2000 foi marcada por uma conjuntura favorável à abertura externa brasileira, com a intensificação da atração de capital externo, decorrente, entre outros fatores, de altas taxas de juros internas, capazes de atrair investidores internacionais; situação favorável de liquidez internacional, resultante do interesse de investidores pela diversificação de aplicações em diferentes países e do intenso crescimento da economia mundial; melhoria da estrutura da economia brasileira, representada pelo controle da inflação, austeridade fiscal, política de câmbio flutuante e abertura comercial; e crescimento da demanda internacional por produtos brasileiros, que foi intensificada pela crise de oferta dos concorrentes brasileiros. Já Cunha et al. (2006) admitem que, em geral, as condições favoráveis de liquidez internacional contribuíram para que a abertura ao capital externo apresentasse resultados positivos, os quais aliviaram a

⁴A estratégia de substituição de importação sustentava-se no estabelecimento de um forte setor manufatureiro, sendo este criado por intermédio da proteção contra a competição internacional (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

restrição externa e permitiram o pagamento dos compromissos estabelecidos com instituições financeiras internacionais.

1.2. O setor agropecuário e o mercado externo

Esta seção tem por objetivo analisar a evolução dos indicadores de abertura comercial do setor agropecuário, dando ênfase ao comportamento das exportações e importações do setor, no período de 1990 a 2007, à luz de importantes acontecimentos, políticos e econômicos, capazes de interferir no fluxo comercial do setor agropecuário, como a Lei Kandir, a desvalorização cambial, entre outros.

O agronegócio engloba os setores agroindustrial, agropecuário e de produção de insumos e desponta como um dos principais empregadores da economia, além de ser responsável por significativa parcela do Produto Interno Bruto (PIB) brasileiro. De acordo com dados do Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada – CEPEA (2008) e da Confederação Nacional da Agricultura – CNA (2008), o agronegócio respondia, em 2007, por 25% do Produto Interno Bruto (PIB) e 20% dos empregos formais brasileiros. Segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística -IBGE (2008), em 2007, o setor agropecuário, especificamente, respondeu por 19% do PIB do agronegócio e 5% do PIB total. No período de 1990 a 2007, o setor agropecuário respondeu por 6% do PIB total, em média, e essa participação oscilou entre os limites de 5% e 9%⁵.

Segundo Fuscaldi e Oliveira (2005), o setor agropecuário tem grande importância para a economia brasileira, uma vez que responde pelo abastecimento do mercado doméstico, pela substituição de importação e geração de excedentes para a exportação, pela geração de empregos no campo e nos setores relacionados, além de prover a oferta de produtos com qualidade e preços competitivos. Vicente (2005) e Dutra e Montoya (2005) afirmam que o setor agropecuário tem contribuído para o crescimento econômico nacional, em decorrência do aumento da produtividade em conjunto com a adoção de técnicas de produção e gestão eficientes da agropecuária brasileira.

Homem de Melo (2008) admite que a evolução da produtividade do setor agropecuário brasileiro pode ser atribuída aos seguintes fatores: a) à existência de instituições públicas de pesquisa, como a Empresa Brasileira de Pesquisa Agropecuária

⁵ Os dados referentes ao PIB, por setores, estão disponíveis na Tabela 1A, do Anexo A.

(EMBRAPA); b) à abertura comercial, com a conseqüente redução dos preços relativos dos insumos comercializáveis; c) ao setor privado de insumos, principalmente nas áreas de fertilizantes, sementes, defensivos, máquinas, vacinas e medicamentos; e d) aos produtores agrícolas, como demandantes de inovações tecnológicas.

No cenário internacional, o setor agropecuário apresenta destaque pela sua contribuição para o superávit da balança comercial. Segundo Carvalho e Silva (2006), o setor agropecuário é o maior provedor de divisas para a economia brasileira e desponta como o setor mais aberto às trocas internacionais, o que decorre da apresentação de saldos positivos da balança comercial, mesmo diante de situação de taxa de câmbio desfavorável. De acordo com Carvalho (2003), quando os saldos comerciais são analisados, observa-se que, após a abertura comercial, a agricultura destaca-se pelo melhor desempenho.

No período de 1990 a 2007, o saldo da balança comercial da agropecuária aumentou 14% ao ano, e esse crescimento foi superior ao saldo da balança comercial total, que cresceu 7% ao ano, conforme apresentado na Tabela 1. Em todos os períodos considerados, a balança comercial agropecuária foi superavitária, ao contrário da situação do conjunto dos setores da economia, que apresentou déficit em transações correntes, entre os anos de 1995 e 1999, no valor de US\$ 23.725 milhões (SECEX/MDIC, 2008)⁶. Em linhas gerais, os déficits em saldo corrente, da segunda metade da década de 1990, foram decorrentes de sobrevalorizações cambiais, aplicadas no período de implantação do Plano Real (BOITO Jr., 2007).

A significativa inserção do setor agropecuário brasileiro no comércio internacional pode ser ilustrada pelo índice de abertura comercial, representado pela razão entre a soma das exportações e importações e o PIB agropecuário (Tabela 1). Por meio desse indicador, observa-se que, entre 1990 e 2007, o intercâmbio comercial agropecuário cresceu a uma taxa de 8%, chegando, no período de 2005 a 2007, a representar 55% do PIB agropecuário; já as trocas comerciais totais cresceram a uma taxa de 5% e, entre os anos de 2005 e 2007, em média, responderam por 22% do PIB total (IBGE, 2008; SECEX/MDIC, 2008).

⁶ Os dados completos do comércio exterior de produtos agropecuários estão disponíveis na Tabela 2A, do Anexo A.

Tabela 1 – Valor do comércio exterior do setor agropecuário e total, no período de 1990 a 2007

Agropecuária				
Período	Exportações (US\$ milhões)	Importações (US\$ milhões)	Saldo (US\$ milhões)	Índice de Abertura Comercial
1990-1994	24.432,63	5.791,28	18.641,35	0,20
1995-1999	41.143,67	13.836,24	27.307,44	0,29
2000-2004	62.784,56	9.026,78	53.757,78	0,43
2005-2007	77.509,80	6.013,80	71.496,01	0,55
Taxas geométricas de crescimento				
1990-2007	12%	3%	14%	8%
1990-1999	11%	17%	9%	9%
2000-2007	21%	2%	24%	7%
Total				
Período	Exportações (US\$ milhões)	Importações (US\$ milhões)	Saldo (US\$ milhões)	Índice de Abertura Comercial
1990-1994	180.927,00	120.590,00	60.337,00	0,13
1995-1999	246.398,00	270.123,00	(23.725,00)	0,13
2000-2004	343.231,00	269.746,00	73.485,00	0,21
2005-2007	416.691,00	285.554,00	131.137,00	0,22
Taxas geométricas de crescimento				
1990-2007	9%	9%	7%	5%
1990-1994	6%	15%	2%	3%
2001-2007	18%	10%	49%	2%

Fonte: Cálculos da autora a partir de dados do SECEX/MDIC (2008) e IBGE (2008).

As exportações agropecuárias responderam por crescimento mais expressivo em face das exportações totais, uma vez que, no período de 1990 a 2007, o montante exportado pelo setor agropecuário cresceu a uma taxa de 12% ao ano, ao passo que o exportado pelos demais setores da economia apresentou crescimento de 9% ao ano (Tabela 1). O melhor desempenho das exportações agropecuárias é registrado entre os anos de 2000 e 2007, quando o montante exportado por esse setor apresentou taxa de crescimento anual de 21%, o que contribuiu para o elevado aumento do saldo em transações correntes agropecuárias.

As importações agropecuárias, por sua vez, entre 1990 e 2007, apresentaram moderado crescimento – da ordem de 3% ao ano. O maior crescimento das importações desse setor foi observado na década de 1990, quando respondeu por 17% ao ano e foi superior ao crescimento anual das exportações agropecuárias, correspondente a 11%. No geral, a década de 1990 foi caracterizada pela intensificação das importações,

conforme verificado pelo crescimento das importações totais, que foi de 15%, em contraposição às exportações totais, que cresceram à taxa de 6% ao ano (Tabela 1).

O desempenho das exportações e importações agropecuárias na década de 1990 é decorrente da política de estabilidade adotada na implementação do Plano Real, entre os anos de 1995 e 1999. Nesse período, segundo Homem de Melo (2008), a situação vivida pelo setor agropecuário foi dificultada, sobremaneira, por mecanismos adotados de controle da inflação, como a valorização cambial, a adoção de políticas de elevação da taxa de juros e a subsequente redução dos preços reais do setor agropecuário. Segundo Gasques et al. (2004), a queda dos preços e o controle da inflação foram permitidos em decorrência da intensificação da concorrência com produtos do exterior, uma vez que as importações foram favorecidas pela abertura comercial e valorização cambial⁷.

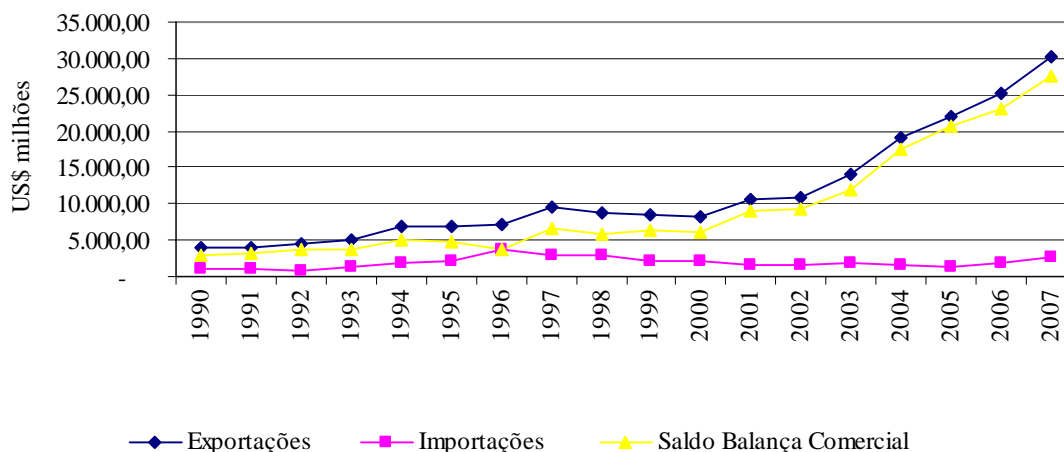
Pimentel et al. (2005) afirmam que, na segunda metade da década de 1990, sob o ponto de vista das exportações, a manutenção da taxa de câmbio sobrevalorizada acabou por exercer impacto negativo sobre o saldo comercial, ao passo que houve incentivo para o aumento das importações, que se tornaram relativamente mais baratas⁸.

O comportamento das exportações, das importações e do saldo da balança comercial do setor agropecuário, no período de 1990 a 2007, pode ser visualizado na Figura 1. Percebe-se que o crescimento das exportações foi intensificado a partir do final da década de 1990 e início da década de 2000. A partir de 2002, as exportações agropecuárias apresentaram comportamento ascendente, que se verifica até o ano de 2007 e é responsável pela elevação do saldo da balança comercial agropecuária.

Segundo Gonçalves (2004), Spolador (2006) e Mata e Freitas (2008), a partir do final da década de 1990, o sucesso das exportações do setor agropecuário e o conseqüente aumento da geração de divisas são provenientes de medidas estratégicas da macroeconomia local, referentes aos ambientes tributário e cambial, simbolizados pela Lei Kandir e desvalorização cambial.

⁷ Anteriormente ao Plano Real, entretanto, a agricultura enfrentava uma fase de crise de remuneração, pois os gastos dos produtores superavam as receitas, uma vez que seus compromissos financeiros eram atrelados às altas taxas de inflação e a receita proveniente da venda de seus produtos não acompanhava o aumento generalizado dos preços (GASQUES et al., 2004).

⁸ Segundo Krugman e Obstfeld (2005), a variação da taxa de câmbio pode ser determinante na definição das exportações e importações, visto que a depreciação da moeda de um país em relação à moeda estrangeira torna suas exportações mais baratas e suas importações mais caras, e uma apreciação de sua moeda torna suas exportações mais caras e suas importações mais baratas.



Fonte: Cálculos da autora a partir de dados do SECEX/MDIC (2008).

Figura 1 – Comportamento das exportações e importações agropecuárias e do saldo da balança comercial do setor agropecuário, no período de 1990 a 2007.

A Lei Kandir, ou Lei Complementar nº 87, de 19/9/1996, suspendeu o pagamento do Imposto de Circulação de Mercadorias e Serviços (ICMS) sobre as exportações de produtos primários e semi-elaborados, com o intuito de desonerar esses produtos, incentivando as exportações destes⁹ (FUSCALDI; OLIVEIRA, 2005; PONCIANO; CAMPOS, 2003). Para Ponciano e Campos (2003), a realização de uma reforma tributária para a desoneração fiscal das exportações do setor agropecuário, como a realizada pela Lei Kandir, deve ser considerada como uma variável relevante na promoção do comércio externo brasileiro, por aumentar o nível de receita proveniente do exterior e a competitividade internacional das atividades agropecuárias.

O impacto da desvalorização cambial sobre o crescimento das exportações agropecuárias foi observado a partir de 1999¹⁰. Segundo Pimentel et al. (2005), a desvalorização cambial afetou o desempenho exportador nacional de forma direta, ao mesmo tempo que fez variar os preços recebidos pelos produtores nacionais, bem como os pagos pelos consumidores externos, e, por fim, gerou volatilidade às expectativas comerciais. Spolador (2006) e Oliveira e Turolla (2003) relatam que, com a desvalorização cambial, recupera-se um cenário favorável aos termos de troca dos

⁹ Segundo Fuscaldi e Oliveira (2005), a lei previa, originalmente, em seu anexo, compensação financeira aos Estados e municípios pela perda na arrecadação.

¹⁰ É válido lembrar que, conforme Gasques et al. (2004) e Nakahodo e Jank (2006) argumentam, as variações relevantes do câmbio real demoram certo tempo para repercutir nos fluxos de comércio, já que os agentes econômicos demoram a conquistar o seu espaço no mercado mundial.

produtos comercializados, sob o qual restringem-se as importações e eleva-se a competitividade dos produtos brasileiros nos mercados externo e interno.

O efeito positivo da desvalorização cambial sobre a oferta de exportação de produtos agropecuários é corroborado por Barros et al. (2002), ao verificarem que, quando a moeda doméstica sofre uma desvalorização real em relação às moedas dos principais parceiros comerciais brasileiros, as exportações dos produtos agropecuários são estimuladas. Assim, a taxa de câmbio é vista como um fator determinante da competitividade desses produtos.

Somam-se à Lei Kandir e à desvalorização cambial outros fatores que contribuíram para o cenário positivo da balança comercial do setor agropecuário no final da década de 1990: a renegociação da dívida dos agricultores¹¹, que, aliada à concessão de financiamento bancário, possibilitou o investimento em tecnologia e aumento de produtividade; e o crescimento da demanda internacional, sobretudo asiática, por produtos agropecuários (GONÇALVES, 2004; FUSCALDI; OLIVEIRA, 2005; NAKAHODO; JANK, 2006).

Para Carvalho (2003), a maior inserção agrícola nas trocas internacionais não é novidade, uma vez que o setor, historicamente, registra maiores vantagens comparativas¹² e sempre foi importante fonte de divisas para o Brasil. A explicação para o bom desempenho do comércio externo do setor agropecuário brasileiro está no ganho de competitividade das *commodities* nacionais, em decorrência de melhores condições de qualidade e preço comparativamente aos concorrentes; no elevado crescimento da demanda mundial, que favoreceu o estabelecimento de preços maiores para as *commodities*; na ocorrência de problemas sanitários em importantes exportadores do mercado mundial de carnes, que propiciou maior procura e elevação dos preços dos produtos; na abertura de novos mercados; e na situação cambial favorável (MENEZES; PINHEIRO, 2005; ANDRADE et al., 2005).

¹¹ Em síntese, o governo assume parte da dívida agrícola e transforma em títulos da dívida pública (FUSCALDI; OLIVEIRA, 2005).

¹² Segundo Krugman e Obstfeld (2005), um país possui vantagem comparativa na produção de um bem se o custo de oportunidade na produção desse bem em relação aos demais for menor nesse país do que em outros.

1.3. Abertura externa e liquidez externa brasileira

O objetivo desta seção é verificar a situação de liquidez externa brasileira, a partir da abertura externa, no período de 1990 a 2007. Em geral, a situação de liquidez externa de um país pode ser representada por indicadores compostos por reservas internacionais, dívida externa, exportações, importações e PIB. Neste estudo, entre os indicadores de liquidez utilizados, citam-se os referentes à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e a razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), cuja relação deve ser positiva com a condição de liquidez externa brasileira; por outro lado, têm-se os indicadores de liquidez representados pela razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) e a dívida externa sobre o PIB agropecuário (DIVPIB), que podem apresentar uma relação positiva com a condição de vulnerabilidade ou fragilidade externa brasileira.

Segundo Feldstein (1999), um país com forte liquidez internacional apresenta significativas reservas de divisas. Nesse sentido, nos países em desenvolvimento, o aumento da liquidez externa permite a redução dos riscos de crise e o melhor gerenciamento desta. A escassez de liquidez internacional, por sua vez, significa que a quantidade de ativos líquidos¹³ é insuficiente para atender a todas as necessidades financeiras externas (CABALLERO; KRISHNAMURTHY, 2000).

No período de 1990 a 2007, observa-se situação favorável da condição de liquidez externa brasileira, ilustrada pelo crescimento da razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e da razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), à taxa anual de 7% e 6%, respectivamente, conforme apresentado na Tabela 2. O crescimento mais evidente desses indicadores é verificado no período de 2000 a 2007, quando RESIMP e RESDIV cresceram à taxa anual de 18% e 25%, respectivamente¹⁴.

No período de 1990 a 2007, a melhoria da condição de liquidez externa brasileira é ainda ilustrada pelo decréscimo e baixo crescimento dos indicadores referentes à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) e entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), correspondentes às taxas de 7% e 1% ao ano, respectivamente. Reforça-se o decréscimo desses indicadores, cuja

¹³ Ativo líquido é aquele que pode ser vendido a um investidor internacional sem sofrer grande desconto (CABALLERO; KRISHNAMURTHY, 2000).

¹⁴ Os dados completos dos indicadores de liquidez externa, no período de 1990 a 2003, estão disponíveis na Tabela 3A, do Anexo A.

variação positiva representa situação de vulnerabilidade externa, no período de 2000 a 2007, quando DIVEXP e DIVPIB responderam por crescimento negativo de 21% e 14%, respectivamente.

Tabela 2 – Liquidez externa brasileira, no período de 1990 a 2007

Período	Reservas	Dívida	RESIMP	RESDIV	DIVEXP	DIVPIB
	Internacionais (US\$ milhões)	Externa (US\$ milhões)				
1990-1994	1.265.914,00	2.090.780,02	208,76	0,58	87,61	14,38
1995-1999	3.083.082,63	3.295.792,28	225,33	0,97	80,11	18,08
2000-2004	2.433.347,63	3.834.245,54	276,25	0,64	66,54	23,54
2005-2007	3.230.121,99	1.856.063,58	518,93	1,77	24,49	12,52
Taxas geométricas de crescimento						
1990-2007	10%	4%	7%	6%	-7%	1%
1990-1999	23%	10%	6%	12%	-1%	6%
2000-2007	20%	-4%	18%	25%	-21%	-14%

Fonte: Cálculos da autora a partir de dados do BACEN (2008), SECEX/MDIC (2008) e IBGE (2008).

O significativo aumento dos indicadores que são compostos pelas reservas internacionais, como RESIMP e RESDIV, é decorrente do intenso crescimento das reservas internacionais¹⁵, no período considerado. A década de 1990 é o período de maior destaque no crescimento das reservas internacionais, tendo respondido por uma taxa de 23% ao ano; no entanto, o acúmulo de reservas foi ainda intenso no período de 2000 a 2007, representado pelo crescimento anual de 20%. Adicionalmente, as importações e a dívida externa, no período de 1990 a 2007, apresentaram baixo crescimento referente a 3% e 4%, respectivamente, conforme apresentado nas Tabelas 2A e 3A, o que corrobora o crescimento dos indicadores representados pela razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e reservas internacionais e dívida externa (RESDIV).

O baixo crescimento dos indicadores que representam a vulnerabilidade externa brasileira, referentes à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) e entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), decorre do baixo crescimento da dívida externa, que, no período de 2000 a 2007, foi negativo da ordem de 4%; soma-se a isso o crescimento do PIB agropecuário e das exportações agropecuárias no período de 2000 a 2007, da ordem de 2% e 21%, respectivamente,

¹⁵ Segundo Cunha et al. (2006), algumas das razões para o acúmulo de reservas são a redução dos riscos diante de crises financeiras internacionais e a precaução diante de acesso limitado ao crédito internacional.

conforme apresentado nas Tabelas 1A e 2A, do Anexo A. A dívida externa brasileira, entretanto, no período de 1990 a 1999, apresentou crescimento de 10% (Tabela 2), o que ilustra situação de desequilíbrio no ajuste das contas externas e déficits no Balanço de Pagamentos, nesse período (BATISTA Jr., 2002).

A esse respeito, Pastore e Pinotti (2000) afirmam que, no período de 1995 a 1999, referente aos primeiros anos do Plano Real, a manutenção do regime de câmbio administrado e sobrevalorizado teve como conseqüências a geração de déficits em transações correntes e o agravamento da dívida externa. Assim, para financiar os saldos negativos das transações correntes, o governo recorreu à medida de elevação da taxa de juros, como forma de atrair empréstimos internacionais e aumentar as reservas internacionais. Fernandes e Toro (2005) e Canuto e Holland (2008) corroboram essa análise ao afirmarem que, com a implantação do Plano Real, o processo de estabilização, ancorado pelo controle da inflação, foi caracterizado pela manutenção da taxa de câmbio sobrevalorizada, pelas altas taxas de juros e pelo acúmulo de reservas, que é conveniente para ajustar eventuais desequilíbrios no Balanço de Pagamentos, tal como praticado pelas economias asiáticas (CANUTO, 2000).

A partir da desvalorização cambial de 1999, entretanto, verifica-se melhoria na condição de liquidez externa brasileira, em virtude de um ambiente internacional favorável, que proporcionou a obtenção de elevados superávits na balança comercial, o aumento da oferta de divisas e a redução da dívida externa (FILGUEIRAS, 2006; BELUZZO; CARNEIRO, 2004).

Segundo Cintra e Farhi (2003) e Vieira (2006), a obtenção de saldos comerciais expressivos e a acumulação de reservas possibilitam a melhoria da liquidez de um país, a exemplo do observado em economias asiáticas. O acúmulo de reservas via superávits em transações correntes e não por meio de empréstimos internacionais, que implicariam contratação de novas dívidas, explicita a situação de redução da vulnerabilidade externa de economias em desenvolvimento.

Giambiagi e Monteiro (2005) confirmam tal situação ao admitirem que, nos anos recentes, o aumento das exportações associado ao pagamento da dívida em termos absolutos tem possibilitado a reversão do processo de “sobre-endividamento”, presenciado nos primeiros anos do Plano Real. Segundo esses autores, a partir de 2003, quando o Brasil se tornou superavitário na sua conta corrente do Balanço de Pagamentos, verificaram-se significativos benefícios em termos da redução da vulnerabilidade externa.

1.4. O problema e sua importância

O processo de abertura comercial da década de 1990 provocou intensas mudanças no âmbito econômico mundial. Segundo Carcanholo (2002) e Magalhães (2003), a partir dessa década, uma nova realidade tem sido verificada no cenário econômico internacional, em que todos os mercados se encontram integrados e as relações entre os países são intensificadas, tanto no que diz respeito ao setor produtivo quanto aos fluxos comerciais e financeiros.

Diante da realidade de abertura externa, estudos são realizados para verificar os seus efeitos sobre o crescimento econômico dos países. Edwards (1991) e Dollar e Kraay (2001) constataram efeito positivo do comércio internacional no crescimento econômico de países em desenvolvimento após o controle de fatores internos, como a instabilidade política, o controle da inflação e a austeridade fiscal.

O impacto da liberalização financeira sobre o crescimento econômico é fruto de diversas pesquisas, as quais apontam outros fatores determinantes. Ao retratar o efeito da liberalização financeira sobre o crescimento econômico, Klein (2003) relata que os seus defensores enfatizam a experiência dos países industrializados, que, no início dos anos de 1990, gozavam de uma alocação de capital mais eficiente, devido, em parte, à abertura de capital. Edison et al. (2002) afirmam que a liberalização financeira tem efeito positivo sobre o crescimento econômico a partir de um regime particular econômico, financeiro, institucional e político.

Assim, o efeito da liberalização financeira sobre o crescimento econômico depende do nível de renda *per capita* e do nível educacional dos países; do desenvolvimento financeiro, ilustrado, por exemplo, pela proximidade com o setor bancário e pelo estoque de capital; do nível de desenvolvimento institucional, como medida para a ordem e o grau de corrupção do governo; e das políticas macroeconômicas, relativas à inflação e ao controle fiscal (EDSON et al., 2002).

Em análise acerca do crescimento econômico brasileiro, entretanto, alguns trabalhos enfatizam a importância do setor agropecuário como provedor de divisas, capaz de estimular o crescimento econômico nacional. Segundo Menezes e Pinheiro (2005), as divisas geradas podem aumentar a demanda por bens e serviços produzidos pela economia e ensejam acréscimos nas importações dos bens de capital necessários ao desenvolvimento tecnológico do sistema produtivo. De acordo com Carvalho (2003), ao obter superávits na balança comercial e aumentar a oferta de divisas, o setor agropecuário contribui para o ajuste externo da economia brasileira.

Pelo exposto, e em consonância com a importância do setor agropecuário no comércio internacional e sua capacidade de gerar divisas para o país, buscou-se elucidar nesta pesquisa a seguinte questão: quais são os efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário?

A relação entre abertura comercial, liquidez internacional e crescimento econômico tem sido analisada na literatura internacional por diferentes autores. Wacziarg e Welch (2003) e Rodriguez (2007), ao avaliarem o efeito da abertura comercial sobre o crescimento econômico, realizaram um estudo que engloba diversos países e sinalizaram que não há uma definição acerca dessa análise. No tocante ao efeito da liberalização financeira sobre o crescimento econômico, têm-se os trabalhos de Klein (2003) e Quinn e Toyoda (2003), que, utilizando dados em seção cruzada para diversos países, chegaram a resultados igualmente inconclusivos e apontaram a necessidade de realização de estudos com abordagens alternativas. Esses estudos, que analisaram uma ampla amostra de países, mostraram efeitos médios para cada país individualmente ou para grupo de países, no que se refere aos efeitos da liberalização comercial e liquidez externa sobre o crescimento, o que oculta diferenças interessantes acerca da resposta individual de cada nação.

Estudos que buscam analisar a relação entre abertura comercial, liquidez internacional e crescimento econômico são escassos no Brasil. Carvalho (2003) e Menezes e Pinheiro (2005) retrataram a influência do setor agrícola no equilíbrio do Balanço de Pagamentos e verificaram que o setor agropecuário é capaz de prover divisas que proporcionam a redução da vulnerabilidade externa brasileira frente ao capital internacional, contribuindo ainda para o crescimento econômico e para o investimento produtivo no setor; já Holland e Vieira (2005) mostraram a influência da liquidez externa e da abertura comercial sobre o crescimento econômico dos países da América Latina e verificaram forte ligação entre liquidez externa e crescimento.

Percebe-se, assim, a escassez de pesquisas direcionadas a setores específicos da economia, notadamente o setor agropecuário, e o preenchimento dessa lacuna é o que se almeja neste estudo. Contudo, é pertinente ressaltar que o objetivo foi determinar os efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o setor agropecuário para um país específico, no caso o Brasil, distintamente de outros trabalhos, já referenciados, que analisaram um conjunto de países, mediante dados *cross-section*. Ademais, salienta-se que no modelo de análise deste estudo foram utilizados o Modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) Estrutural e dados de série temporal, com o ensejo de deter informações

relevantes acerca de acontecimentos políticos e econômicos brasileiros, que podem explicar os resultados encontrados.

A partir das informações apresentadas anteriormente acerca das relações entre abertura comercial, liquidez externa e crescimento econômico, e dada a importância do setor agropecuário na geração de divisas e no crescimento econômico, a hipótese que permeia este estudo é de que a abertura comercial do setor agropecuário tem efeito positivo sobre o crescimento do setor. Espera-se, ainda, que os indicadores de liquidez exerçam impacto positivo sobre o crescimento e que os indicadores de vulnerabilidade externa tenham efeito negativo sobre o crescimento econômico do setor agropecuário, visto que o aumento da liquidez contribui para os ajustes externos e cria condições favoráveis para o crescimento do país; e o aumento da vulnerabilidade externa é acompanhado por crises nas contas externas, as quais compõem cenário desfavorável para o crescimento nacional.

A importância do estudo proposto evidencia-se pela contribuição aos tomadores de decisão (público e privado) na identificação dos principais determinantes externos do crescimento do setor agropecuário nacional. De modo adicional, buscou-se com este trabalho identificar em que medida a abertura comercial e a liquidez externa contribuem para o crescimento do setor agropecuário brasileiro, considerando as condições políticas e econômicas nacionais, que podem ter influência no efeito da abertura externa sobre o crescimento do referido setor.

1.5. Objetivos

1.5.1. Objetivo Geral

O presente estudo teve por objetivo geral avaliar as relações existentes entre a abertura comercial e a liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário brasileiro, no período de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.

1.5.2. Objetivos Específicos

- a) Identificar os determinantes externos do crescimento do setor agropecuário brasileiro.
- b) Verificar os efeitos do indicador de abertura comercial sobre o crescimento do setor agropecuário brasileiro, no período em análise.

- c) Verificar os efeitos de indicadores de liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário brasileiro, no período em análise.

2. REFERENCIAL TEÓRICO

Na primeira seção são apresentados os teoremas da teoria neoclássica do comércio internacional, que mostram as implicações da abertura comercial e da entrada de capital externo sobre o padrão de comércio internacional. Na seção seguinte é definido o modelo padrão de comércio, que apresenta as curvas de oferta relativa e demanda relativa mundial, como determinantes do nível de comércio internacional. Posteriormente, apresenta-se a teoria da Contabilidade Nacional e do Balanço de Pagamentos, que analisa a macroeconomia de economias abertas e estabelece as relações entre a abertura comercial e a liquidez externa sobre o crescimento econômico.

Diante de todas as teorias apresentadas, a utilizada para interpretação direta dos resultados será a teoria da Contabilidade Nacional e do Balanço de Pagamentos, que descreve o quadro macroeconômico dos países abertos ao comércio internacional e define o nível de produção considerando-se as transações internacionais.

2.1. Teoremas do Comércio Internacional

Segundo Weller (2006), a teoria neoclássica do comércio internacional compõe-se de quatro teoremas: de Heckscher-Ohlin, de Equalização de Preços dos Fatores, de Stolper-Samuelson e de Rybczynski. Esses teoremas, apresentados resumidamente na Figura 2, disponibilizam informações importantes acerca dos efeitos da abertura comercial sobre as economias dos países, além de retratar os efeitos da variação do padrão de comércio em circunstância da mudança de outras variáveis, no tempo.



Fonte: Istake (2003), adaptado pela autora.

Figura 2 – Teoria neoclássica do comércio.

2.1.1. Teorema de Heckscher-Ohlin

O teorema de Heckscher-Ohlin prediz que o comércio internacional é condicionado pela diferença na dotação relativa dos fatores (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005; CARBAUGH, 2007; APPLEYARD et al., 2008). Assim, enfatiza que as vantagens comparativas no comércio internacional são determinadas pelas diferenças na dotação de fatores de produção, as quais recaem sobre a abundância dos recursos; e pela tecnologia de produção, que influencia a intensidade relativa com que os fatores são utilizados na produção de diferentes bens.

Segundo Baumann et al. (2004), uma questão-chave acerca do teorema de Heckscher-Ohlin refere-se à definição da intensidade relativa dos fatores e da abundância dos recursos de produção. A partir dessa definição, pode-se considerar que o país tem vantagens comparativas no produto cujo processo produtivo emprega, de forma mais intensiva, o fator de produção abundante naquele país. A abundância pode ser definida em termos físicos ou em termos de preços relativos de fatores (APPLEYARD et al., 2008).

Como ilustração, apresenta-se uma situação de dois países, I e II, que produzem dois bens, A e B, e utilizam os fatores capital e trabalho, cuja remuneração é representada pela renda produzida pelo capital (r) e pelo salário (w), respectivamente. A dotação relativa dos fatores é representada pela razão capital-trabalho (K/L), e o preço

relativo dos fatores é dado pela razão salário-renda (w/r). Em termos físicos, se o país I é abundante em capital, em relação ao país II, estabelece-se a seguinte relação:

$$\frac{K_I}{L_I} > \frac{K_{II}}{L_{II}}, \quad (1)$$

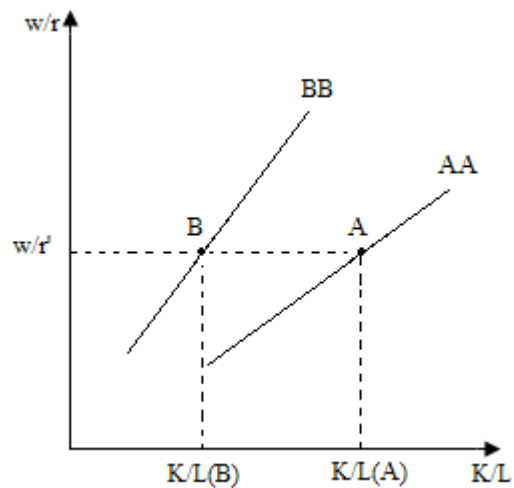
ou seja, a razão capital-trabalho no país I é maior que no país II.

Em termos de preços relativos, o país I é abundante em capital, se responder pela seguinte relação:

$$(w/r)_I > (w/r)_{II}, \quad (2)$$

ou seja, o preço relativo do trabalho em relação à renda é maior no país I do que no país II. A identidade (2) revela que, se a razão salário-renda for baixa, há incentivo para se produzir utilizando mais trabalho e menos capital; caso contrário, se a razão salário-renda for alta, os produtores pouparão trabalho e utilizarão muito capital.

Dada a intensidade relativa de fatores necessária para a produção de dois bens, A e B, e a relação entre o preço relativo dos fatores (w/r), a razão entre o uso de capital e trabalho (K/L) na produção dos bens A e B pode ser representada pelas curvas AA e BB, respectivamente, apresentadas na Figura 3. A curva AA se encontra à direita da curva BB, indicando que, para quaisquer preços de fatores, a produção de A sempre utilizará uma razão capital-trabalho mais alta que a verificada na produção de B. Tomando-se o preço relativo de trabalho em relação ao capital (w/r'), a correspondente razão entre capital e trabalho utilizada para os bens A e B é demonstrada pelas razões $K/L(A)$ e $K/L(B)$, respectivamente, sendo a razão capital-trabalho para o bem A maior que para o bem B ($K/L(A) > K/L(B)$). Por isso, o bem A é definido como capital-intensivo e B, como trabalho-intensivo.



Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p.51).

Figura 3 – Preço de fatores e escolha de insumos.

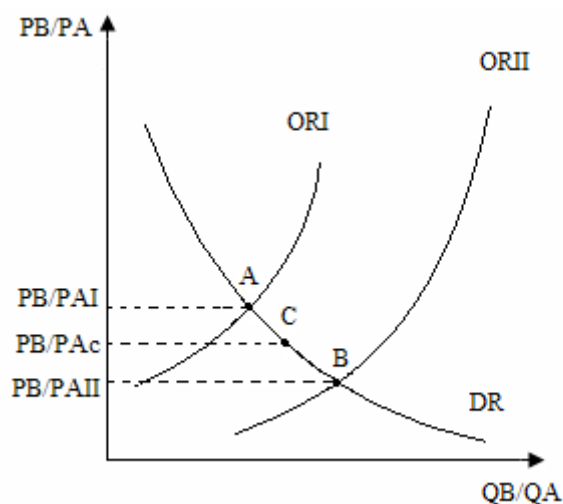
2.1.2. Teorema da Equalização do Preço dos Fatores

Numa situação de livre comércio entre dois países, o Teorema de Equalização do Preço dos Fatores prediz que, se dois países produzirem dois bens com funções de produção idênticas¹⁶, o preço dos fatores pode ser o mesmo nesses dois países (LAFFER; MILES, 1982; APPLEYARD et al., 2008). A equalização do preço dos fatores ocorre, embora estes não possam se locomover além das fronteiras nacionais e sejam encontrados em diferentes quantidades nos dois países envolvidos no comércio.

Ao considerar a mesma função de produção para os dois países, o preço relativo dos fatores, a intensidade relativa destes e o preço relativo dos dois bens podem ser equalizados¹⁷. Tomando-se dois bens (A e B) e a utilização dos fatores trabalho e capital, que têm por remuneração o salário (w) e a renda do capital (r), respectivamente, o livre comércio entre dois países (I e II) implica maximização dos lucros por parte dos produtores e maximização da utilidade por parte dos consumidores, o que garante que o preço relativo de B em relação a A (P_B/P_A) seja o mesmo nos dois países. A Figura 4 apresenta a convergência dos preços relativos, quando dois países fazem comércio.

¹⁶ Idêntica função de produção significa que em uma dada indústria a mesma combinação de insumos produz o mesmo produto em cada país.

¹⁷ Segundo Appleyard et al. (2008), a implicação da mudança no preço do produto final sobre o preço relativo dos fatores de produção foi largamente retratada no trabalho de Samuelson (1949).



Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p.57).

Figura 4 – Convergência de preços por meio do comércio internacional.

As curvas de oferta ORI e ORII correspondem às curvas de oferta relativa dos países I e II, respectivamente. Como o país II é abundante em trabalho e possui uma oferta maior do bem B (trabalho-intensivo¹⁸), sua curva de oferta relativa se encontra à direita da referente curva do país I. A curva de demanda relativa, que se supõe ser a mesma para ambos os países, é apresentada como DR. Se não houvesse comércio, o equilíbrio seria no ponto A para o país I e no ponto B para o país II. Assim, verifica-se que, na ausência de comércio, o preço relativo seria menor no país II que no país I ($P_B/P_{AII} < P_B/P_{AI}$).

Quando os dois países fazem comércio, os seus preços relativos convergem no ponto P_B/P_{AC} , determinado entre os preços relativos antes do comércio. O preço relativo do país II aumenta, deslocando de P_B/P_{AII} para P_B/P_{AC} , e o preço relativo do país I diminui, deslocando de P_B/P_{AI} para P_B/P_{AC} . No país II, um aumento no preço relativo de B leva a um aumento na produção desse bem e um declínio em seu consumo relativo, de modo que o país II se torna um exportador do bem B (trabalho-intensivo) e importador do bem A (capital-intensivo). De maneira inversa, o declínio do preço relativo do bem B no país I o leva a se tornar um importador desse produto e exportador do bem A.

Conforme discutido pelo teorema de Stolper-Samuelson na seção seguinte, a equalização dos preços dos fatores se baseia na condição de que, se há um aumento no preço relativo de um bem, então o fator que é usado intensivamente na produção desse bem tem seu preço elevado. Isso ocorre porque, com o aumento do preço relativo desse

¹⁸ Para Appleyard et al. (2008), a definição de intensidade é derivada da razão capital-trabalho usada na produção, conforme apresentado no Teorema de Heckscher-Ohlin.

bem, há incentivo para o aumento da sua produção, o que determina o aumento da demanda por fatores usados intensivamente em seu processo produtivo e conduz ao aumento do preço desses fatores (APPLEYARD et al., 2008).

Assumindo a relação positiva entre o preço relativo dos fatores, que equivale à razão salário-renda do capital (w/r), e o preço relativo dos bens (P_B/P_A), tem-se que o preço relativo dos fatores é o mesmo nos dois países. Assim, o comércio de produtos substitui o comércio de fatores e o preço dos fatores é equalizado¹⁹.

Partindo do teorema da equalização dos preços dos fatores, admite-se que, em livre comércio, a produção e o comércio continuam a aumentar até que o retorno do comércio seja equalizado entre os países. No livre comércio, apenas os bens são comercializados e, assim, a equalização dos fatores apenas ocorrerá se houver um bem trabalho-intensivo e um bem capital-intensivo comercializado entre os países.

2.1.3. Teorema de Stolper-Samuelson²⁰

Segundo Laffer e Miles (1982), o Teorema de Stolper-Samuelson apresenta os efeitos de mudanças nos preços relativos dos bens, mantida constante a dotação de fatores. O ponto inicial desse teorema baseia-se na condição de equalização do preço dos fatores, em que o aumento no preço de um bem leva ao aumento da sua produção e da demanda pelo fator utilizado intensivamente, o que implica o aumento do preço relativo desse fator.

Sejam dois países (I e II) e dois bens (A e B); um aumento no preço relativo de B (aumento em P_B/P_A) incentiva os produtores a produzir mais do bem B e menos do bem A. Considerando que o bem B utiliza intensivamente o fator trabalho – e, por isso, é definido por trabalho-intensivo –, mais unidades de trabalho por unidades de capital são necessárias para se produzir esse bem. Admitindo que a dotação de fatores é fixa, a remuneração do trabalho pode aumentar em relação à remuneração do capital, a fim de atrair quantidade suficiente de trabalho. Portanto, conclui-se haver uma relação unívoca entre o preço relativo dos fatores (w/r) e a razão entre os preços (P_B/P_A).

¹⁹ Segundo Krugman e Obstfeld (2005) e Appleyard et al. (2008), ao considerar a negociação de fatores de produção entre dois países, o país I permite que o país II utilize um pouco do seu fator abundante, não pela venda direta desse fator, mas por comercializar produtos que apresentam diferença na abundância de fatores nos dois países. Portanto, o país I (capital-intensivo) exporta seu capital, incorporado em suas exportações capital-intensivas. Já as exportações do país II incorporam mais trabalho do que suas importações, o que faz com que esse país esteja exportando indiretamente o seu trabalho.

²⁰ Apresentado no artigo de Stolper e Samuelson (1941).

Segundo Appleyard et al. (2008), na situação de livre comércio, o aumento do salário no país II (trabalho-abundante) e a queda da renda do capital (fator escasso) implicam que os proprietários do fator abundante terão aumento na sua renda e os proprietários dos fatores escassos terão queda na renda deles.

Krugman e Obstfeld (2005), no entanto, afirmam que a importância do preço de um determinado fator para se produzir determinado bem depende da quantidade de fator envolvida na produção do bem. Se a fabricação do bem A utilizar pouco trabalho, um aumento do salário não terá impacto sobre o preço do bem A. De forma similar, se a produção do bem B empregar uma grande quantidade de trabalho, terá grande impacto sobre o preço do bem B.

2.1.4. Teorema de Rybczynski²¹

Esse teorema apresenta os efeitos de mudanças na dotação de fatores, mantidos constantes os preços relativos. A relação unívoca entre o preço relativo dos bens e o preço relativo dos fatores é suficiente para assegurar que a razão salário-renda não muda (LAFFER; MILES, 1982). Assim, considerando dois bens (A e B) e o preço relativo dos fatores trabalho e capital, dado por w/r , pode-se definir que o preço relativo dos fatores (w/r) depende, exclusivamente, do preço relativo dos bens (P_B/P_A) e das características específicas da função de produção. Portanto, havendo alteração na dotação de fatores de um país, não haverá efeitos na razão salário-renda (w/r), uma vez que o preço relativo (P_B/P_A) é mantido constante.

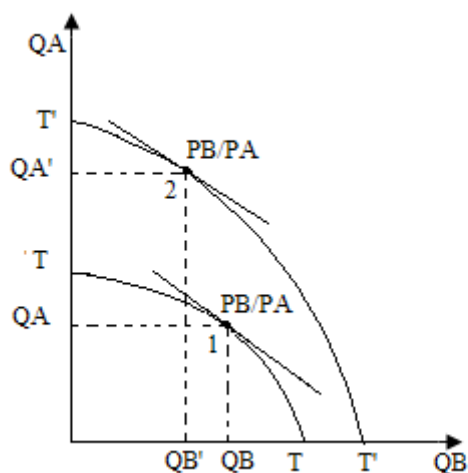
De acordo com o teorema de Rybczynski, os preços relativos são constantes e a razão entre capital e trabalho (K/L) é constante. No entanto, havendo aumento da oferta de um dos fatores, observam-se dois efeitos (LAFFER; MILES, 1982; APPLEYARD et al., 2008):

- i) O aumento da oferta de um fator causa aumento da produção do bem que utiliza intensivamente esse fator e redução na produção do bem que utiliza um outro insumo intensivamente.
- ii) O aumento na oferta de um fator causa migração de ambos os fatores para a indústria, que aumenta o emprego desse fator. Assim, um aumento na oferta de capital, assumindo que a razão capital-trabalho deve ser mantida constante, implica a redução da produção do bem trabalho-intensivo, como alternativa para

²¹Apresentado no trabalho de Rybczynski (1955).

providenciar a quantidade de trabalho necessária para a nova disponibilidade de capital.

Esses dois eventos podem ser visualizados na Figura 5. Considerando a dotação de fatores capital e trabalho inicial, a curva de possibilidades de produção é representada pela curva TT. A produção está no ponto 1, onde a declividade da fronteira de possibilidade de produção se iguala ao negativo do preço relativo do bem B em relação ao bem A (P_B/P_A), e a economia produz Q_A e Q_B , respectivamente dos bens A e B. Após o aumento da oferta de capital, ocorre o deslocamento da fronteira de possibilidade de produção, que passa a ser representada pela curva T'T'. O deslocamento da fronteira de possibilidade de produção para a direita e para cima é muito maior na direção do bem A do que na do bem B, o que ilustra uma expansão viesada da possibilidade de produção em direção à produção de A, que é o bem capital-intensivo. Assim, a preços relativos inalterados, ou seja, não há mudança na relação P_B/P_A (a inclinação permanece a mesma), a produção muda do ponto 1 para o ponto 2, o que implica queda efetiva na produção do bem B, que passa de Q_B para Q_B' , ao passo que se registra um grande aumento da produção do bem A, que passa de Q_A para Q_A' .



Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p.55).

Figura 5 – Recursos e possibilidade de produção.

Segundo Krugman e Obstfeld (2005), o efeito viesado do aumento nos recursos é a chave para compreender como a diferença de recursos faz surgir o comércio internacional. Um aumento da oferta de capital expande as possibilidades de produção

de forma desproporcional na direção de bens que utilizam intensivamente esse fator²². Desse modo, uma economia com razão entre capital e trabalho elevada estará relativamente melhor na produção de produtos que utilizam intensivamente esse fator, como é o caso dos bens agropecuários, do que uma economia com razão entre capital-trabalho baixa. Em geral, uma economia tenderá a ser relativamente eficaz na produção de bens que sejam intensivos nos fatores dos quais o país é relativamente bem dotado.

Embora esses teoremas forneçam a base teórica acerca das implicações da abertura comercial e da entrada de capital externo sobre as relações comerciais e o crescimento econômico, sua aplicação não é utilizada no presente estudo. Isso ocorre porque não se disponibiliza de base de dados de investimentos por setores da economia, dificultando a mensuração do impacto da entrada de capital externo no comércio internacional do setor agropecuário.

2.2. O modelo padrão de comércio: a demanda externa e a abertura comercial

As teorias tradicionais do comércio internacional têm como princípio básico as vantagens comparativas. De acordo com essas teorias, o comércio entre os países é decorrente do fato de as nações poderem obter vantagens com a negociação de um produto utilizando o fator de produção mais abundante e a tecnologia de produção mais eficiente (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005).

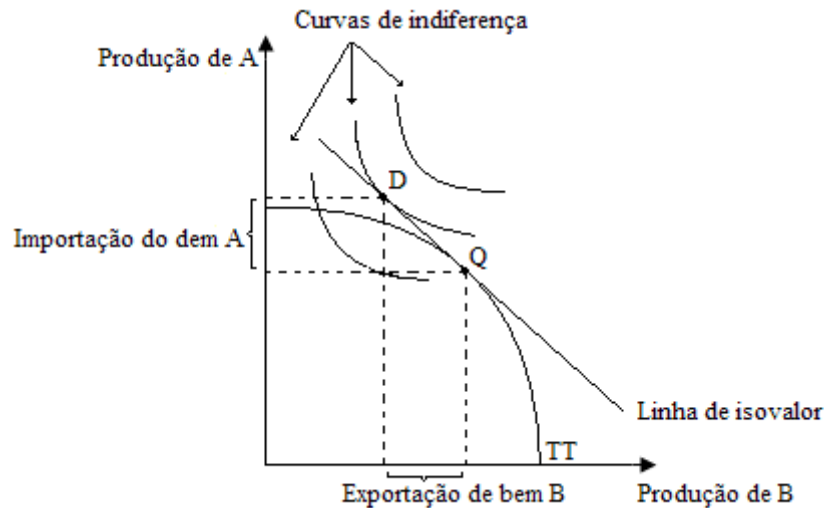
No entanto, segundo Porter (1993), os pressupostos em que se constituem as teorias do comércio internacional, com base em vantagens comparativas, não são condizentes com a realidade. A partir dessa idéia, outros elementos, além da dotação de fatores, passam a ser determinantes do comércio internacional, o que conduz a uma análise sob o enfoque de competitividade.

Sob o aspecto competitivo, o comércio internacional passa a ser influenciado por vários elementos, como tecnologia disponível, preços, custos dos fatores, taxas de câmbio, custos de transporte, estrutura de incentivos, barreiras tarifárias e não-tarifárias, entre outros fatores, que podem determinar o nível de abertura comercial dos países.

Como forma de superar as limitações das teorias tradicionais de comércio, Krugman e Obstfeld (2005) apresentam o modelo padrão de uma economia mundial com comércio, cuja curva de oferta relativa mundial é obtida a partir das possibilidades

²² Os produtos agropecuários brasileiros podem ser considerados intensivos em capital, porque necessitam de elevados investimentos de capital, que ainda são escassos no Brasil.

de produção, e a curva de demanda relativa mundial, a partir das preferências. Considerando o modelo padrão aplicado a dois bens (A e B), a produção, o consumo e o comércio podem ser representados, conforme observado na Figura 6.



Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p.72).

Figura 6 - Produção, consumo e comércio no modelo padrão.

A produção efetiva da economia é determinada pela fronteira de possibilidade de produção, representada pela curva TT. O valor de mercado do produto é representado por uma linha de isovalor, isto é, linha ao longo da qual o valor da produção é constante. A declividade da isovalor é dada pelo negativo do preço relativo do bem B (P_B/P_A).

O consumo efetivo na economia é determinado pelas preferências de um indivíduo representativo²³, que podem ser simbolizadas por uma série de curvas de indiferença. As curvas de indiferença mostram um conjunto de combinações do consumo de A e B capaz de produzir o mesmo nível de satisfação aos indivíduos.

De acordo com Varian (2003), as preferências simbolizam a escolha de um indivíduo diante de várias cestas de consumo, contribuindo para que o consumidor ordene suas várias opções de consumo. As preferências podem ser representadas graficamente pelas curvas de indiferença, que podem descrever diversos níveis de satisfação; quanto mais para cima ou mais à direita elas estiverem localizadas, maior a satisfação do consumidor.

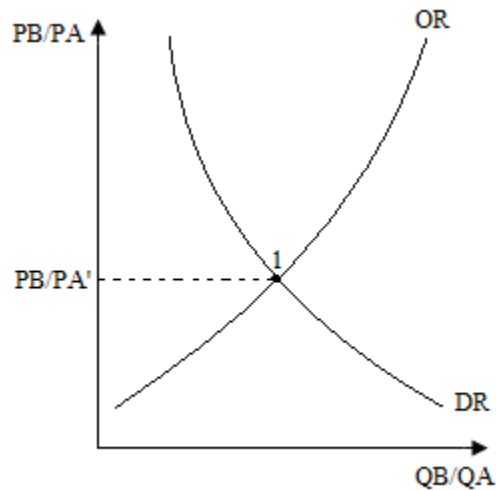
²³ Essa hipótese sustenta-se na idéia de que os indivíduos apresentam as mesmas preferências e respondem pela mesma parcela de todos os recursos, ou que o governo redistribui a renda a fim de maximizar o bem-estar geral.

Conforme argumentado por Krugman e Obstfeld (2005), a produção e o consumo devem estar sobre a mesma linha de isovalor, uma vez que o valor do consumo em uma economia é igual ao valor de sua produção²⁴.

Assim, o nível de produção é determinado pelo ponto de tangência entre a curva de possibilidade de produção (TT) e a linha de isovalor, graficamente representado pelo ponto Q. De forma similar, o nível de consumo é determinado pelo ponto de tangência da linha de isovalor com a mais alta curva de indiferença (representado pelo ponto D), a fim de aumentar o bem-estar do consumidor.

Considerando o nível de produção e consumo predeterminados, observa-se que o consumo do bem A excede sua produção (eixo vertical), o que resulta na importação desse bem. Por outro lado, a produção do produto B excede o seu consumo, o que determina a exportação desse bem (eixo horizontal).

O equilíbrio mundial ocorre quando a demanda por importação do país importador se iguala à oferta de exportação do país exportador. A partir dessa igualdade são determinados o preço e a quantidade de equilíbrio comercializada no mercado internacional. A Figura 7 apresenta graficamente a oferta relativa e a demanda relativa mundial.



Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p.74).

Figura 7 – Oferta relativa e demanda relativa mundial.

O preço relativo de equilíbrio P_B/P_A' é determinado pela interseção entre a oferta relativa e a demanda relativa mundial do bem B, representadas pelas curvas OR e DR, equivalente ao ponto 1 da Figura 7. A curva de oferta relativa é positivamente inclinada,

²⁴ A igualdade entre valor da produção e do consumo baseia-se na idéia de que um país não pode gastar mais do que recebe, embora a quantidade de cada bem que esse país consome e produz seja diferente.

uma vez que um aumento no preço relativo de B (P_B/P_A) leva os países a produzir mais do bem B e menos do bem A. Por outro lado, a curva de demanda relativa mundial é negativamente inclinada, pois um aumento em P_B/P_A leva os países a alterarem a composição de seu consumo, abandonando unidades do bem B para consumir mais do bem A.

A demanda relativa mundial e o preço relativo P_B/P_A podem ser alterados em virtude de transferências de renda entre os países. Se o país II transfere parte de sua renda para o país I, há uma redução na renda do país II, que implica redução dos seus gastos; já o país I aumenta seus gastos. Essa alteração nos gastos mundiais pode levar a deslocamentos da demanda relativa mundial e, dessa forma, afetar o nível de preços²⁵.

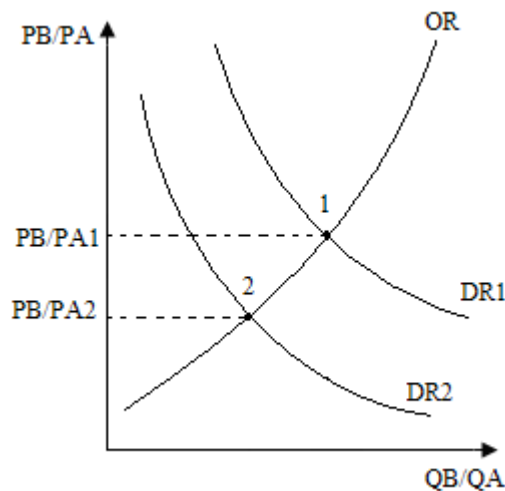
A direção do efeito no nível de preços, decorrente de alterações no padrão de consumo, depende da diferença entre os modelos de gastos dos dois países. Suponha que o país II tenha uma propensão marginal a consumir²⁶ maior no bem B do que o país I e o país I tenha propensão marginal a consumir maior do bem A. Desse modo, a qualquer preço relativo dado, a transferência de renda do país II para o país I reduzirá a demanda pelo bem B e aumentará a demanda pelo bem A. Nesse caso, como mostra a Figura 8, DR se deslocará para a esquerda, o equilíbrio mudará do ponto 1 para o ponto 2 e os preços relativos de B sofrerão uma redução, passando de P_B/P_{A1} para P_B/P_{A2} , piorando os termos de troca²⁷ do país II, que exporta o bem B, e melhorando os do país I, que importa esse bem. Assim, tem-se que o efeito indireto de uma transferência internacional sobre o nível de preços relativos reforça seu efeito original sobre a renda dos países²⁸.

²⁵ No entanto, a curva DR não se desloca se os preços relativos permanecerem inalterados, o que ocorre se as mudanças no padrão de consumo dos dois países se der na mesma proporção.

²⁶ Propensão marginal a consumir equivale ao aumento no consumo decorrente do aumento de uma unidade monetária na renda.

²⁷ Nesta seção, nível de preços relativos e termos de troca são tratados como sinônimos.

²⁸ Esse argumento prediz que a redução do nível de renda do país que transfere a renda para o outro é reforçada pela piora no nível de preços relativos do bem que exporta.



Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p.79).

Figura 8 – Efeitos de uma transferência sobre os termos de troca.

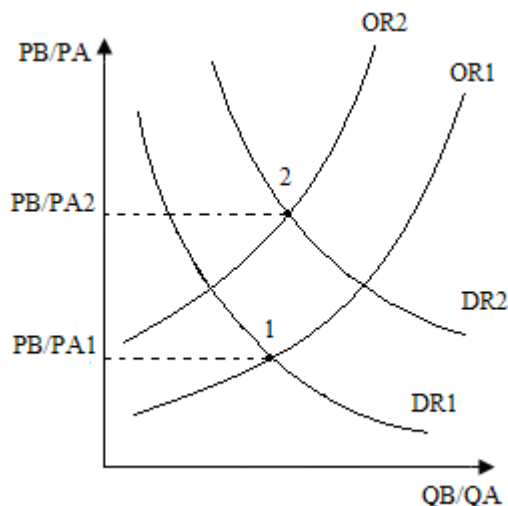
Há, entretanto, a possibilidade de o país II ter uma propensão marginal a gastar menor no bem B e maior no bem A, o que faz com que a transferência de renda do país II para o país I desloque a curva DR para a direita (DR2 passa para DR1), conforme apresentado na Figura 8, e melhore os termos de troca do país II, uma vez que há aumento do preço relativo, que passa de P_B/P_{A2} para P_B/P_{A1} , conforme observado pelo movimento inverso de equilíbrio do ponto 2 para o ponto 1²⁹.

As curvas de oferta e demanda relativa mundial podem se deslocar, simultaneamente, por ocasião da imposição de uma tarifa ou subsídio. Embora essas ferramentas de intervenção no comércio internacional tenham outras implicações, elas afetam o nível de preços relativos, o que determina seu efeito sobre as curvas de oferta e demanda relativa mundial. O efeito direto das tarifas é tornar os bens importados mais caros dentro do que fora do país; já os subsídios às exportações concedem aos produtores um incentivo para exportar.

Se o país II impõe uma tarifa sobre a importação do bem A, o preço interno desse bem será mais alto, o equivalente ao montante da tarifa, em relação ao preço relativo no mercado mundial. De modo equivalente, o preço relativo do bem B será internamente (no país II) mais baixo do que o preço relativo no mercado externo. Assim, há um incentivo para o aumento da produção de A e redução da produção de B, no país II, ao passo que os consumidores desse país estarão aptos a trocar o consumo do bem A, relativamente mais caro, pelo do bem B, relativamente mais barato. Em termos

²⁹ No entanto, trabalhos que abordam esse paradoxo devem ser muito bem especificados.

mundiais, a oferta relativa do bem B sofrerá uma redução representada pela mudança de OR1 para OR2, conforme apresentado na Figura 9, enquanto a demanda do bem B aumentará (de DR1 para DR2). Conseqüentemente, o preço relativo mundial do bem B aumenta, passando de P_B/P_{A1} para P_B/P_{A2} , o que faz com que os termos de troca do país II melhorem³⁰.

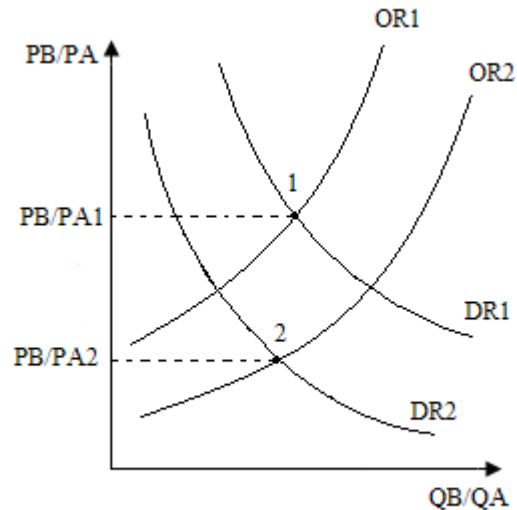


Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p.82).

Figura 9 – Efeitos de uma tarifa sobre os termos de troca.

O efeito dos subsídios sobre os termos de troca e, conseqüentemente, sobre as curvas de oferta e demanda relativa mundial pode ser visualizado na Figura 10. Se o país II oferecer um subsídio à produção do bem B, o aumento do preço relativo desse bem levará os produtores desse país a produzirem mais do bem B e menos do bem A, enquanto os consumidores substituirão o consumo de B por A. Assim, verifica-se aumento da oferta relativa mundial do bem B, representada pelo deslocamento da curva de oferta relativa mundial (de OR1 para OR2), e redução da demanda relativa mundial desse bem, uma vez que a curva DR se desloca de DR1 para DR2, alterando o equilíbrio do ponto 1 para o ponto 2. Os preços relativos sofrem redução, representada pelo movimento de P_B/P_{A1} para P_B/P_{A2} , o que piora os termos de troca do país que impõe o subsídio.

³⁰ A intensidade do impacto de uma tarifa sobre os termos de troca depende do tamanho do país que impõe a tarifa, de modo que em um país pequeno esse impacto não pode ter efeito sobre a oferta relativa mundial e a demanda relativa mundial.



Fonte: Krugman e Obstfeld (2005, p.83).

Figura 10 – Efeitos de um subsídio sobre os termos de troca.

Em síntese, a definição das curvas de oferta relativa e demanda relativa mundial, no modelo padrão de comércio, é essencial para a determinação dos preços internacionais e do equilíbrio comercial internacional. Por meio desse fundamento teórico, é possível ainda determinar os mecanismos que afetam tal equilíbrio e que geram efeitos sobre o processo de abertura comercial dos países.

2.3. Teoria da Contabilidade Nacional e do Balanço de Pagamentos

A Contabilidade Nacional analisa as complexas relações agregadas entre os agentes³¹ (LOPES; VASCONCELLOS, 2000). Segundo Simonsen e Cysne (1995), os sistemas de Contabilidade Nacional de um país têm como objetivo apresentar medidas de desempenho macroeconômico, num determinado período de tempo, a partir da mensuração do total das transações econômicas. Os dois principais sistemas são o Sistema de Contas Nacionais, idealizado por Simon Kusnetz, aperfeiçoado por Richard Stone e adotado pela Organização das Nações Unidas (ONU), e a Matriz Insumo-Produto, criada por Wassily W. Leontief.

As contas nacionais ressaltam a importância do comércio internacional na teoria macroeconômica das economias abertas (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005). De acordo com Lopes e Vasconcellos (2000), o sistema de contas nacionais é baseado em quatro

³¹ Os agentes econômicos são famílias, empresas, setor público e setor externo.

contas³²: i) Conta Produto Interno Bruto (PIB)³³, relativa à produção; ii) Conta Renda Nacional Disponível Líquida, relativa à apropriação; iii) Conta Transações Correntes com o Resto do Mundo; e iv) Conta de Capital, relativa à acumulação. Como complemento, pode ser apresentada ainda a Conta Corrente das Administrações Públicas, que discrimina um pouco mais as contas do governo, incluindo impostos diretos, contribuições previdenciárias, entre outros.

O lançamento das transações é feito de acordo com o tradicional método das partidas dobradas, que assume que toda transação é lançada automaticamente duas vezes: uma vez como crédito e outra vez como débito (PAULANI; BRAGA, 2006). Seguindo esse método, o equilíbrio interno refere-se à exigência de igualdade entre o valor do débito e o do crédito em cada uma das contas, enquanto o equilíbrio externo implica a precisão de equilíbrio entre todas as contas do sistema.

O resumo contábil das transações econômicas que um país faz com o resto do mundo, durante certo período de tempo, é representado pelo seu Balanço de Pagamentos. Com base nesse balanço, é possível ver a situação econômica de um país em relação à economia mundial.

Krugman e Obstfeld (2005) afirmam que as contas do Balanço de Pagamentos de um país registram tanto seus pagamentos como seus recebimentos do estrangeiro. A transação que resulte em pagamento e recebimento do estrangeiro é lançada nas contas do Balanço de Pagamentos, respectivamente, como débito e crédito.

De modo sintético, Caves et al. (2001) admitem que as contas do Balanço de Pagamentos podem ser divididas em três grupos: conta corrente (CC), conta de capitais privados (CK) e transações oficiais de reserva (TOR). Em primeiro lugar, a conta corrente é o registro de comércio de bens e serviços e de outras transações correntes, não incluindo as transações referentes ao comércio de ativos; consiste, portanto, em exportações e importações de bens, incluindo todos os bens móveis vendidos, comprados ou, de qualquer forma, transferidos de proprietários domésticos para estrangeiros.

A conta de capitais privados (CK) engloba os ativos comercializados entre pessoas físicas dos países. Dentro da conta de capital, é primordial a distinção entre os investimentos diretos e os realizados na conta de carteira, que podem ser de curto ou de

³²Essas contas são relativas à produção, à apropriação (ou utilização de renda), às operações desta economia com o resto do mundo e à acumulação (ou formação de capital) dos agentes econômicos.

³³ Por definição, PIB é o valor monetário total de todos os bens e serviços finais produzidos dentro das fronteiras nacionais, durante dado período (STIGLITZ; WALSH, 2003).

longo prazos. O investimento direto ocorre quando os residentes de um país adquirem controle sobre uma empresa em outro país. Investimento de carteira de longo prazo envolve transações internacionais em ativos financeiros com um prazo original de maturidade superior a um ano. Os fluxos de capitais de curto prazo envolvem ativos com condições originais de maturação inferiores a um ano. Geralmente, a distinção entre fluxos de capitais de longo e de curto prazo é arbitrária.

Finalmente, a conta de TOR consiste em transações de bancos centrais com ativos de reservas internacionais, como ouro, reservas estrangeiras, créditos emitidos pelo Fundo Monetário Internacional (FMI) e Direitos Especiais de Saque (DES). Os bancos centrais possuem esses ativos de reserva para respaldar as obrigações que emitem, da mesma forma que os bancos comerciais mantêm reservas para garantir suas obrigações. Segundo Krugman e Obstfeld (2005), as reservas internacionais oficiais são ativos estrangeiros mantidos pelos bancos centrais como um amortecedor contra infortúnios econômicos nacionais.

A partir dessas definições, a identidade fundamental do PIB, com a introdução do Balanço de Pagamentos, pode ser apresentada pela equação (3):

$$PIB = C + I + G + X - M , \quad (3)$$

em que *PIB* é o Produto Interno Bruto; *C*, o consumo agregado; *I*, o investimento agregado; *G*, o gasto do governo; *X*, a exportação de bens e serviços; e *M*, a importação de bens e serviços.

O aumento do consumo agregado pode ser estimulado pela elevação da renda de determinado país, e esse aumento tem efeito positivo sobre o PIB, conforme apresenta a equação (3). Assim, partindo-se do princípio de que a abertura comercial e a liquidez externa contribuem para a elevação da renda e a melhoria da condição financeira de determinado país, conforme discutido por Edwards (1991) e Dollar e Kraay (2001), admite-se que, com situação econômica favorável, os países são estimulados a consumir mais, o que contribui para o crescimento do PIB deles.

A diferença entre exportações e importações de bens e serviços, somada às transferências unilaterais³⁴, equivale ao saldo de transações correntes (SIMONSEN; CYSNE, 1995; LOPES; VASCONCELLOS, 2000; KRUGMAN; OBSTFELD, 2005):

³⁴ As transferências unilaterais referem-se a pagamentos, sem contrapartida, de um país para outro. Podem ocorrer por meio de remessas feitas por empregados imigrantes para suas famílias no país de origem e doações feitas de um governo para outro.

$$TC = X - M + TU , \quad (4)$$

em que TC é o saldo em transações correntes; X , a exportação de bens e serviços; M , a importação de bens e serviços; e TU são as transferências unilaterais. O recebimento e o pagamento de transferências são, respectivamente, somados e subtraídos da diferença entre as exportações e importações para a determinação do saldo em transações correntes.

Grosso modo, segundo Krugman e Obstfeld (2005), quando as exportações de um país excedem as importações, observa-se um superávit em transações correntes; caso contrário, quando as importações de um país excedem suas exportações, observa-se um déficit em transações correntes.

As transações correntes assumem importância por medirem o tamanho e a direção dos empréstimos internacionais. Numa situação de déficit nas transações correntes, um país, ao importar mais do que exporta, está comprando mais do estrangeiro do que vendendo e deve, de alguma maneira, financiar esse déficit. Para isso, o país pode tomar emprestado do estrangeiro a diferença entre as importações e exportações, levando a um aumento da dívida externa líquida pelo montante do déficit.

Em geral, uma seqüência de déficits em transações correntes pode gerar crise da dívida externa, crise essa que, para Cardoso e Dornbush (1989), pode ser intensificada por quatro razões³⁵. Em primeiro lugar, a desordem da política fiscal doméstica traduz-se em déficits comerciais ou em redução no superávit da conta corrente. Em segundo, choques econômicos mundiais em termos de comércio podem deteriorar os ganhos com exportação ou aumentar os custos com importação, ou, ainda, choques em termos de mercados podem reduzir as receitas de exportação. Em terceiro, emerge o risco de que, de repente, se acabe o influxo de capital não proveniente de dívida usado para financiar o pagamento de juros e dívidas comerciais. Em quarto lugar, a rolagem da dívida é interrompida por uma perda de confiança no mercado de capitais em boa parte do mundo.

Por outro lado, numa situação de superávit em transações correntes, um país está ganhando mais com suas exportações do que gastando com suas importações. Assim, esse país tem a capacidade de financiar o déficit em transações correntes de seus parceiros comerciais.

³⁵ Essas razões podem ser, freqüentemente, combinadas.

Considerando o saldo em transações correntes (TC), a identidade básica do Balanço de Pagamentos refere-se à igualdade com sinais opostos entre o saldo em transações correntes (TC) e o movimento de capitais (MK). Desse modo, tem-se (LOPES; VASCONCELLOS, 2000; SIMONSEN; CYSNE, 1995):

$$BP = TC + MK , \quad (5)$$

em que BP é o saldo do Balanço de Pagamentos; TC , o saldo em transações correntes; e MK , o movimento de capitais.

Por definição, o saldo do Balanço de Pagamentos (BP) é igual a zero, uma vez que ele é constituído seguindo o princípio das partidas dobradas. O Movimento de Capitais (MK), por sua vez, pode ser dividido em dois blocos: capitais autônomos (Ka) e capitais compensatórios (Kc). O capital autônomo refere-se, basicamente, à aquisição de títulos de empresas nacionais por não-residentes, empréstimos voluntários do sistema bancário e investimento direto por multinacionais. O capital compensatório tem por finalidade equalizar os débitos e créditos do saldo do Balanço de Pagamentos e é composto, principalmente, pela variação de reservas internacionais e por operações de regularização³⁶. Assim, o saldo do Balanço de Pagamentos (BP) pode ser definido da seguinte forma:

$$BP = TC + Ka + Kc . \quad (6)$$

Realocando os elementos, tem-se:

$$TC = -(Ka + Kc) . \quad (7)$$

$$TC + Ka = -Kc . \quad (8)$$

A identidade (7) mostra que o saldo das transações correntes é idêntico à soma do movimento de capitais. A identidade (8) revela que o saldo total do Balanço de Pagamentos ($TC+Ka$) é igual ao saldo da conta de capitais compensatórios com o sinal trocado; um saldo positivo do lado direito implicará acúmulo de reservas pelo país e um saldo negativo implicará perda de reservas.

Seguindo o princípio das partidas dobradas, quando um país apresenta superávit no saldo do Balanço de Pagamentos, haverá aumento de divisas e aumento no estoque de reservas, que é contabilizado como débito na conta de transações oficiais de reservas

³⁶ Operações de regularização são operações realizadas com instituições financeiras internacionais, como o Fundo Monetário Internacional (FMI).

do Balanço de Pagamentos. Por sua vez, se um país apresenta déficit no Balanço de Pagamentos, exibirá a seguinte situação:

$$TC + Ka < 0 \Rightarrow Kc > 0 \quad (9)$$

Dessa forma, esse déficit só pode ser financiado por perda de reserva e/ou pela aquisição de um empréstimo de regularização, que equivalem a um lançamento contábil positivo no Balanço de Pagamentos.

Em síntese, nota-se a importância da geração de divisas por meio de superávits em conta corrente como forma de aumentar o estoque de reservas e evitar o aumento da dívida externa. O acréscimo do montante da dívida, entretanto, pode ser ocasionado devido à ocorrência de déficits em transações correntes e à recorrência de empréstimos externos para financiar os investimentos, caso os retornos dos investimentos não sejam suficientes para cobrir as saídas provenientes do pagamento dos empréstimos internacionais.

3. METODOLOGIA

Estudos dessa natureza podem ser avaliados sob diversos métodos de análise, e a escolha do método deve estar associada aos objetivos do trabalho. A maioria dos trabalhos revisados adotam metodologias que utilizam dados em seção cruzada para verificar o efeito da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento de diversos países selecionados (WACZIARG; WELCH, 2003; RODRIGUEZ, 2007; KLEIN, 2003; QUINN; TOYODA, 2003; EDISON et al., 2002). Entretanto, a realização de estudos baseados em ampla amostra de países oculta diferenças interessantes acerca da resposta individual do crescimento nacional a mudanças nas condições de abertura comercial e liquidez externa de cada nação.

Assim, no presente trabalho, busca-se avaliar os efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário brasileiro por meio do método de Auto-Regressão Vetorial (VAR), que permite analisar os efeitos dinâmicos de alterações nas variáveis incluídas no modelo. A escolha do método descrito segue os preceitos de Sims (1980) e Lucas (1976), que apresentam as vantagens da utilização dessa metodologia na abordagem de modelos macroeconômicos, além de considerar a sua crescente utilização em análise de questões relacionadas à economia agrícola (ALVES; BACCHI, 2004).

O modelo VAR, no entanto, apresenta uma estrutura recursiva para as relações contemporâneas, o que o caracteriza como ateorico, uma vez que os parâmetros são estimados sem considerar a teoria econômica. Assim, propõe-se utilizar a abordagem estrutural para o modelo VAR (VAR Estrutural), que permite a análise das relações

contemporâneas entre as variáveis estabelecidas e das respostas a choques no sistema com base na teoria econômica.

Para a aplicação do modelo VAR Estrutural, é necessária a realização dos testes de estacionariedade, uma vez que este é aplicado a séries integradas em nível, ou estacionárias, e dos testes de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*, utilizado na identificação da ordenação das variáveis no modelo. A partir da estimação do modelo VAR Estrutural, são obtidas a função de impulso-resposta e a decomposição histórica da variância dos erros de previsão, que permitem observar o comportamento dos indicadores de abertura comercial e liquidez externa ao longo do tempo.

3.1. Estacionariedade

O modelo Auto-Regressivo Estrutural (VAR Estrutural), utilizado para verificar os efeitos de indicadores de abertura comercial e liquidez externa sobre o crescimento econômico agropecuário, bem como o teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*, usado para identificar os determinantes externos do crescimento agropecuário e para a construção do modelo VAR Estrutural, requerem que as séries sejam estacionárias em nível para que sejam aplicados os adequados testes estatísticos. Neste estudo, o teste de estacionariedade das séries do PIB Agropecuário e dos índices de abertura comercial e liquidez externa é feito, preliminarmente, pela análise gráfica das séries³⁷ e, posteriormente, pelo teste de raiz unitária de Dickey e Fuller (1979, 1981).

Um processo estocástico (Y_t) é dito fracamente estacionário se suas média e variância forem constantes ao longo do tempo, ou seja, $E(Y_t) = \mu$ e $\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$, respectivamente, e o valor da covariância entre dois períodos de tempo depender apenas da defasagem entre eles e não do tempo efetivo em que a covariância é calculada, o que pode ser representado por $\text{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$. Desse modo, choques sobre as variáveis são temporários, pois seus efeitos dissipam-se ao longo do tempo e as séries retornam ao seu nível médio de equilíbrio no longo prazo. Por sua vez, as séries não-estacionárias,

³⁷ A análise gráfica das séries sinaliza para a condição de estacionariedade de um processo estocástico se, por meio da inspeção visual do gráfico da série, a média, a variância e a covariância das séries forem invariáveis ao longo do tempo (GUJARATI, 2006).

ou seja, que apresentam raiz unitária, não têm uma média de longo prazo para a qual retornam, e sua variância torna-se cada vez maior ao longo do tempo (ENDERS, 1995).

3.1.1. Teste de Raiz Unitária de Dickey e Fuller

O teste de Dickey e Fuller (1979, 1981) é um procedimento formal para o teste de raiz unitária, sendo largamente utilizado na literatura de séries temporais. A versão desse teste descrita neste estudo é a Dickey-Fuller Aumentado (*Augmented Dickey-Fuller* - ADF), que considera a existência de autocorrelação no termo de erro aleatório, do modelo original de Dickey-Fuller (DF)³⁸. O teste ADF consiste na estimação, por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO), de uma das três formas funcionais:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (10)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (11)$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \lambda_i \sum_{i=1}^{p-1} \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad (12)$$

em que Y_t refere-se às séries do PIB agropecuário e de cada um dos indicadores de abertura comercial e liquidez externa utilizados no presente estudo; α e β são os termos determinísticos intercepto e tendência, respectivamente; δ é o termo que indica a presença de uma raiz unitária na série Y_t ; e p é a duração da defasagem. Testa-se a hipótese nula $H_0: \delta = 0$, contra a hipótese alternativa $H_a: \delta > 0$. Se a hipótese nula for rejeitada, a série é estacionária de ordem zero, ou seja, $I(0)$. A ordem da defasagem (p) é determinada de forma a obter resíduos não-correlacionados, ou seja, ruído branco (ENDERS, 1995).

A significância estatística do δ estimado é verificada por meio dos valores críticos tabulados por Dickey e Fuller (1979). As estatísticas apropriadas para os modelos (10), (11) e (12) são τ_τ , τ_μ e τ , respectivamente. Sob a hipótese nula, as estatísticas de teste para a presença do termo de tendência e do intercepto em (10) são $\tau_{\beta\tau}$ e $\tau_{\alpha\tau}$, respectivamente, e a estatística para a presença do intercepto em (11) é dada

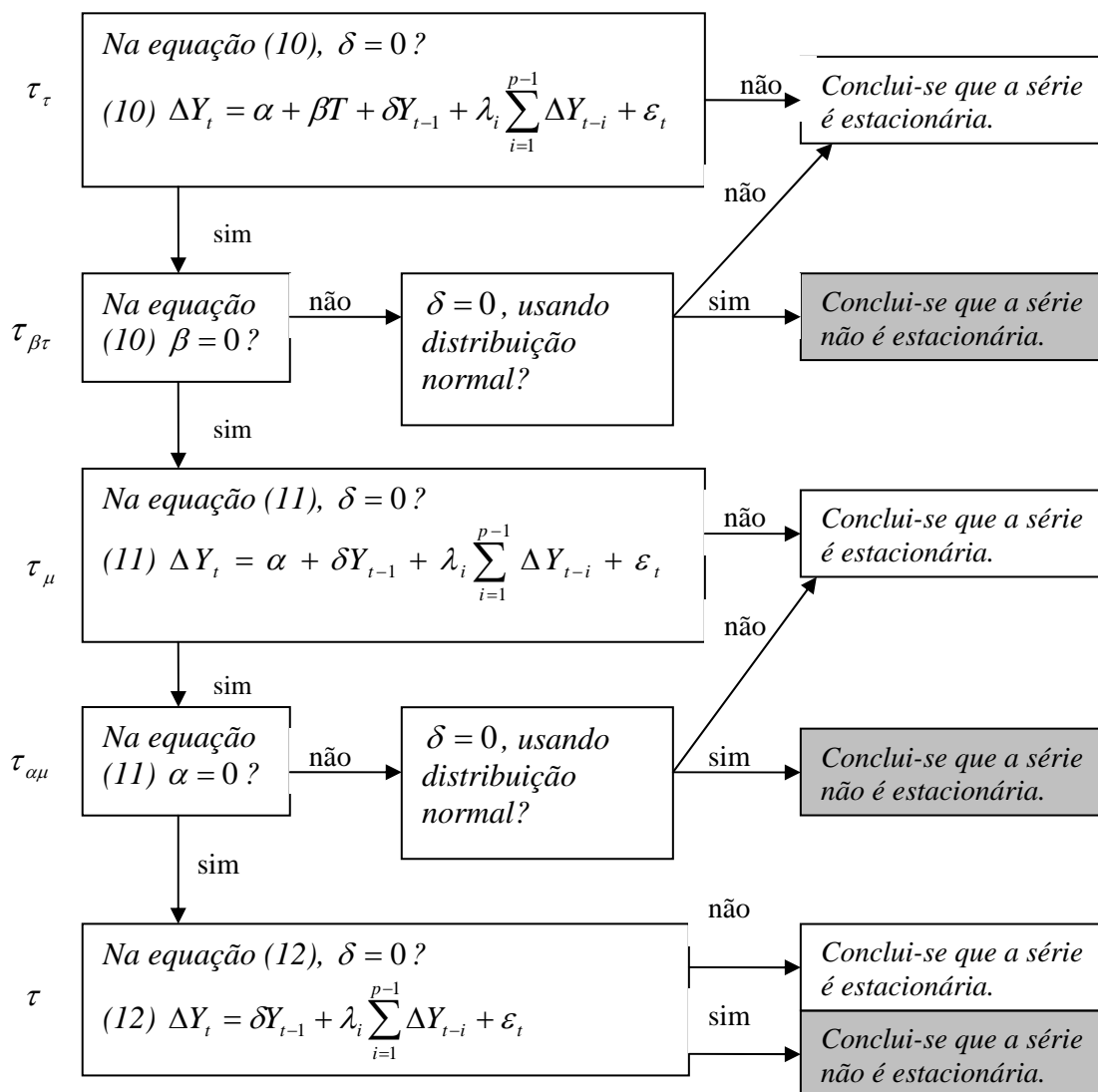
³⁸ Uma descrição completa dos testes de Dickey-Fuller (DF) e Dickey-Fuller Aumentado (ADF) está disponível em Enders (1995), capítulo 4, p. 221-238.

por $\tau_{\alpha\mu}$.

Uma questão fundamental do teste é determinar a forma funcional a ser utilizada, uma vez que as estatísticas apropriadas para testar $H_0: \delta = 0$ dependem de cada termo incluído no modelo de regressão. Se, de maneira inapropriada, intercepto e/ou tendência são omitidos, o teste perde seu poder; por outro lado, regressores em excesso, além de reduzirem os graus de liberdade, aumentam (em valor absoluto) os valores críticos, podendo fazer com que a hipótese nula de raiz unitária não seja rejeitada incorretamente. Em suma, o correto é usar a forma que melhor represente o processo de geração dos dados.

Diante da dificuldade de determinação do processo de geração dos dados, tem-se como alternativa o procedimento seqüencial para a realização do teste, proposto por Doldado et al. (1990). Esse procedimento deve-se iniciar com o modelo com intercepto e tendência, ou seja, menos restritivo, e usar a estatística apropriada (τ_τ) para testar se $\delta = 0$. Se essa hipótese não for rejeitada, é preciso verificar a significância individual dos termos determinísticos, iniciando-se pelo termo de tendência (β), na presença de raiz unitária, a partir da estatística $\tau_{\beta\tau}$; se este último não for estatisticamente significativo, reinicia-se o teste, agora a partir da expressão (11). Novamente, testa-se a presença de raiz unitária e, caso exista, verifica-se também a significância do termo de intercepto (α), a partir do teste $\tau_{\alpha\mu}$. O processo continua até que a última forma funcional (12) seja analisada. Nas fases intermediárias, ocasião em que se verifica a significância dos termos determinísticos, o teste da hipótese nula ($\delta = 0$) é realizado usando a distribuição normal³⁹. Em qualquer etapa, a rejeição de $\delta = 0$ indica que o teste deve ser interrompido. A Figura 11 ilustra a realização completa do processo.

³⁹ Segundo Enders (1995, p. 256), “se o processo gerador dos dados contém intercepto ou tendência, a hipótese nula pode ser testada usando a distribuição normal”.



Fonte: Enders (1995, p. 257).

Figura 11 – Procedimento sequencial para a realização do teste ADF.

3.2. Teste de causalidade de Granger/Block Exogeneity Wald Tests

A análise de estacionariedade das séries é essencial para a realização do teste de causalidade de Granger, uma vez que este é originalmente baseado na teoria de distribuição assintótica, o que implica que, se o processo de geração de dados das variáveis for não-estacionário, a análise de regressão baseada nessa distribuição não é adequada, produzindo resultados espúrios (HACKER; HATEMI-J, 2003; HATEMI-J; IRANDOUST, 2005). Sims et al. (1990) demonstraram que a teoria de distribuição normal assintótica não pode ser aplicada para testar causalidade usando o Vetor Auto-

Regressivo (VAR) se as variáveis não forem estacionárias (HACKER; HATEMI-J, 2003; HATEMI-J; IRANDOUST, 2006).

A causalidade definida por Granger (1969) e Sims (1972) é aplicada quando os valores passados de uma variável (X_t) podem explicar os valores presentes de outra variável (Y_t). Em suma, pode-se inferir que X_t causa Y_t se o comportamento passado de X_t pode melhor prever o comportamento de Y_t que os valores de Y_t passados (BRANDT; WILLIAMS 2007). Assim, a causalidade de Granger trata-se de uma precedência temporal e não de uma causalidade no sentido de causa e efeito.

No contexto de regressão, isso significa fazer uma regressão para uma variável Y_t , com os seus valores passados e o passado de uma variável potencialmente causal, X_t , e testar a significância do coeficiente estimado associado à variável causal potencial, X_t (HACKER; HATEMI-J, 2003). O mesmo processo pode ser aplicado à variável X_t como dependente. Essa inferência pode ser baseada no modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR) bivariado, para Y_t e X_t :

$$Y_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Yi} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Xi} X_{t-i} + \varepsilon_{1t}, \quad (13)$$

$$X_t = \gamma_0 + \sum_{i=1}^p \beta_{Xi} X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{Yi} Y_{t-i} + \varepsilon_{2t}, \quad (14)$$

em que p é a ordem de defasagem do modelo VAR; Y_{t-i} são os valores defasados da variável Y_t ; e X_{t-i} , são os valores defasados da variável X_t . Para afirmar que X_t é importante para prever Y_t , os coeficientes de β_{Xi} , na equação (13), devem ser conjuntamente diferentes de zero, ou seja, deve-se rejeitar a seguinte hipótese nula: $H_0 : \beta_{X1} = \beta_{X2} = \dots = \beta_{Xp} = 0$. De modo similar, se Y_t causar X_t , no sentido de Granger, os coeficientes de β_{Yi} , na equação (14), devem ser conjuntamente diferentes de zero, ou seja, deve-se rejeitar a seguinte hipótese nula: $H_0 : \beta_{Y1} = \beta_{Y2} = \dots = \beta_{Yp} = 0$. O teste formal de causalidade de Granger é realizado usando as estatísticas χ^2 ou F para verificar essas hipóteses.

Na realização do teste de causalidade de Granger são possíveis as situações de causalidade unidirecional de X_t para Y_t , se os coeficientes β_{Xi} , da equação (13), forem

conjuntamente diferentes de zero e os coeficientes de β_{Y_i} , da equação (14), forem conjuntamente iguais a zero; causalidade unidirecional de Y_t para X_t , se os coeficientes β_{Y_i} , da equação (14), forem, em conjunto, estatisticamente significativos e β_{X_i} , da equação (13), não forem estatisticamente significativos; causalidade bidirecional de X_t para Y_t e Y_t para X_t , que ocorre se os coeficientes β_{X_i} , da equação (13), e β_{Y_i} , da equação (14), forem conjuntamente diferentes de zero; e, por fim, ausência de causalidade, se β_{X_i} , da equação (13), e os coeficientes de β_{Y_i} , da equação (14), não forem, em conjunto, estatisticamente significativos.

Segundo Enders (1995), a causalidade de Granger é uma técnica que permite a determinação da condição de exogeneidade entre as variáveis. Se uma variável Y_t é exógena, os valores correntes e passados de outra variável, X_t , não afetam o seu comportamento. Assim, testa-se a hipótese nula H_0 : Y_t é exógena – ausência de causalidade de Granger, ou seja, X_t não causa Y_t –, contra a hipótese alternativa H_a : Y_t é endógena – presença de causalidade de Granger, X_t causa Y_t .

O mesmo raciocínio pode ser aplicado para testar a exogeneidade/endogeneidade da variável X_t e de outras variáveis que venham a ser incluídas no modelo.

O teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests* determina a exogeneidade de uma determinada variável, a partir de um modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR), para cada variável incluída no modelo. Em cada equação no modelo VAR, o resultado apresenta uma estatística χ^2 , referente à significância de cada uma das variáveis defasadas. A estatística χ^2 incorpora ainda a significância conjunta de todas as variáveis endógenas defasadas na equação⁴⁰.

Por definição, no modelo VAR todas as variáveis são consideradas endógenas e são determinadas, de forma dinâmica, pelos valores defasados. Um VAR tem duas dimensões: a) número de variáveis (k) e b) número de defasagens (p). Um VAR (p) com k variáveis é representado, na forma matricial, por (ENDERS, 1995):

$$Y_t = \alpha + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + u_t, \quad (15)$$

⁴⁰ No entanto, Stern (2000) mostra que o teste estatístico para o teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity* com variáveis não-estacionárias não tem distribuição padrão χ^2 .

em que Y_t é um vetor $k \times 1$ de variáveis endógenas; Y_{t-j} , $j = 1, 2, 3, \dots, p$ são vetores $k \times 1$ de variáveis defasadas; α é um vetor $k \times 1$ de interceptos; θ_i , $i = 1, 2, 3, \dots, p$ são matrizes $k \times k$ de coeficientes a serem estimados; e u_t é um vetor $k \times 1$ de erros aleatórios.

Diante do seu papel na determinação da exogeneidade das variáveis, o teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests* é aplicado para determinar a ordenação estatisticamente consistente das variáveis no modelo VAR (ENDERS, 1995; POLLAKOWSKI; RAY, 1997; OREIRO et al., 2006). Segundo Enders (1995), o teste de exogeneidade, denominado de *block exogeneity*⁴¹, pode ser aplicado para construir e observar os efeitos de um grupo de variáveis em diferentes equações.

3.3. Descrição do modelo de Auto-Regressão Vetorial (VAR) Estrutural

Após as considerações a respeito de estacionariedade e do teste de causalidade de Granger, que são análises prévias na estimação do modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) Estrutural, esta seção destina-se à descrição deste último.

O modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) surgiu como alternativa à abordagem macroeconômica tradicional, baseada nos modelos de equações simultâneas, identificadas com os trabalhos propostos pela *Cowles Commission* e criticados fortemente por Sims (1980) e Lucas (1976) (BAGLIANO; FLAVERO, 1997; ROBINSON, 1998; HOOVER, 2004; QIN, 2006; SILVA FILHO et al., 2006). As críticas baseavam-se na divisão arbitrária das variáveis em endógenas e exógenas; na imposição de restrições com pouco respaldo na teoria econômica, unicamente com o objetivo de garantir a identificação dos modelos, dando origem a restrições “incríveis”, que não faziam a ligação entre dados e teoria; e na instabilidade dos parâmetros estimados quanto a mudanças na política econômica.

Sims (1980 *apud* FRITSCHÉ; LOGEAY, 2002) criticou intensamente a abordagem tradicional dos modelos macroeconômicos, devido à sua imposição de “incríveis” restrições de identificação e por ignorar os efeitos de *feedbacks* entre as variáveis. Assim, propôs a abordagem VAR, em que os modelos macroeconômicos

⁴¹ O termo *block exogeneity* é aplicado à generalização multivariada do teste de Causalidade de Granger (ENDERS, 1995).

levam em consideração a interação entre as variáveis e todas são tratadas como endógenas.

Segundo Greene (2003), para propostas de análise e estimação de atividades macroeconômicas e verificação de efeitos de mudanças políticas, pesquisadores descobriram que o modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR), sem um possível fundamento teórico, se apresentou tão bom ou até melhor que o tradicional sistema de equações estruturais.

No entanto, conforme argumentado por Lütkepohl e Krätzig (2004), os modelos VAR têm o formato de modelos na forma reduzida (irrestrita) e, por isso, são meramente veículos para resumir as propriedades dinâmicas dos dados, sem referência para uma específica estrutura econômica.

Assim, para a abordagem das relações estruturais a partir de fundamentos teóricos e para a obtenção das funções de impulso-resposta e decomposições de variância, é preciso usar o modelo na forma estrutural, que incorpora algumas suposições de identificação (FRITSCHÉ; LOGEAY, 2002). Contudo, para recuperar o modelo estrutural a partir da forma reduzida (VAR padrão) são necessárias restrições, de modo a identificar os choques estruturais, com base em interpretações econômicas (BORGES; SILVA, 2006). Enders (1995) ressalta que um problema pontual no processo VAR é o de identificação, visto que não se sabe se é possível reaver todas as informações do sistema primitivo (estrutural) a partir da forma reduzida.

A primeira forma proposta para realizar a identificação é a decomposição triangular de Cholesky⁴², proposta por Sims (1980), em que se adota uma estrutura recursiva no sistema que procura identificar os choques estruturais a partir dos resíduos (ou erros de previsão estimados) (BERNANKE, 1986; LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004; BORGES; SILVA, 2006). Apesar de essa prática ser funcional, tal forma de identificação caracteriza-se como atórica e seus resultados são muito sensíveis ao ordenamento das variáveis, uma vez que os choques no sistema dependem da forma como as variáveis são organizadas no modelo VAR (BERNANKE, 1986). A menos que exista uma justificativa teórica para a estrutura recursiva, há certo grau de arbitrariedade quando se constroem choques dessa maneira (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

Bernanke (1986) desenvolveu uma nova classe de modelos econométricos, conhecidos como Vetor Auto-Regressivo (VAR) Estrutural, propondo uma forma

⁴² Trata-se de um modelo estrutural exatamente identificado (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004).

alternativa de identificação feita a partir de restrições advindas da teoria econômica. Esse autor apresentou um modelo estrutural de relações contemporâneas entre as variáveis estabelecidas com base na teoria econômica subjacente, que fornece embasamento às restrições impostas e conduz à identificação do modelo empírico.

Em geral, o modelo VAR Estrutural⁴³ assume a seguinte forma:

$$AY_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + B\varepsilon_t, \quad (16)$$

em que Y_t é o vetor ($k \times 1$), sendo k o número de variáveis, que corresponde a seis (6) no presente estudo, somando-se o PIB agropecuário com o índice de abertura comercial e os índices de liquidez externa, descritos por: reservas internacionais/importações agropecuárias (RESIMP), reservas internacionais/dívida externa (RESDIV), dívida externa/exportações agropecuárias (DIVEXP) e dívida externa/PIB agropecuário (DIVPIB); A é a matriz de relações contemporâneas de ordem ($k \times k$); A_0 é o vetor ($k \times 1$) de interceptos; A_i , com $i = 1, 2, 3, \dots, p$, são matrizes ($k \times k$) de coeficientes que relacionam os valores defasados das variáveis com seus valores correntes; B é uma matriz ($k \times k$); ε_t é o vetor ($k \times 1$) de choques ortogonais, ocorrendo no tempo t . Considera-se que ε_t tem distribuição multinormal, com média zero [$E(\varepsilon_t) = 0$], e que seus componentes não são correlacionados serialmente, tal que a matriz $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$ é uma matriz diagonal.

A equação (16), sem intercepto, pode ser representada por:

$$A(L)Y_t = B\varepsilon_t, \quad (17)$$

em que $A(L)$ é um polinômio em L , representado por $A - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$, sendo L o operador de defasagem, tal que $L^i Y_t = Y_{t-i}$, e i um número inteiro. Multiplicando a equação (17) pela inversa da matriz de relações contemporâneas A^{-1} , obtém-se a forma reduzida do VAR padrão, representada por:

$$\Theta(L)Y_t = u_t, \quad (18)$$

em que $\Theta(L) = A^{-1}A(L)$, com $\Theta_0 = I_k$.

⁴³ Mais detalhes sobre o método de identificação estrutural podem ser obtidos em Blanchard e Watson (1984) e Bernanke (1986).

A equação (18) pode ser estimada por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) e fornece os resíduos, $u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$, e a matriz de variância e covariância, $E(u_t u_t') = A^{-1}BB'A^{-1} = \Omega$.

A matriz de variância-covariância (Ω) é utilizada para estimar as matrizes A e B , por meio da função de Máxima Verossimilhança, conforme proposto por Bernanke (1986), sob o pressuposto de normalidade dos resíduos. A função de máxima verossimilhança que maximiza A e B é dada por:

$$l(A, B) = A_0 + \frac{T}{2} \log|A|^2 - \frac{T}{2} |B|^2 - \frac{T}{2} \text{tr}[(A'B^{-1}B^{-1}A)\Omega], \quad (19)$$

em que T é o número de observações e A_0 é a constante do modelo.

No processo de identificação do modelo devem-se impor restrições ao sistema estrutural, que estão diretamente relacionadas ao tipo de modelo com que se está trabalhando. Os tipos mais comuns descritos por Lütkepohl (2006) são o modelo A, que considera $B = I_k$, tal que o modelo de inovações é representado por $Au_t = \varepsilon_t$; o modelo B, que considera $A = I_k$, ou seja, $u_t = B\varepsilon_t$; e o modelo AB, que combina restrições dos modelos A e B, tal que o modelo de inovações é dado por $Au_t = B\varepsilon_t$ ⁴⁴.

No presente estudo foi incorporado o modelo AB, que considera os elementos das matrizes A e B conjuntamente e possui $2k^2$ elementos na forma estrutural; contudo, impondo a restrição de que os elementos da diagonal principal de A são todos iguais a 1, tem-se $2k^2 - k$ elementos desconhecidos no modelo estrutural. Dado que a matriz de variância-covariância (Ω) possui $\frac{k(k+1)}{2}$ elementos livres, são necessárias, no mínimo, $2k^2 - k - \frac{k(k+1)}{2}$ restrições para identificar os elementos das matrizes A e B . O modelo VAR Estrutural é exatamente identificado se o número de restrições for exatamente igual ao número mínimo de $2k^2 - k - \frac{k(k+1)}{2}$; se as restrições impostas forem maiores que o mínimo, o sistema é superidentificado; caso contrário, o sistema é subidentificado⁴⁵.

⁴⁴ Para mais informações sobre os tipos de modelos descritos, ver Lütkepohl e Krätzig (2004) e Lütkepohl (2006). Lütkepohl e Krätzig (2004) ressaltam que, na aplicação empírica, os modelos são sugeridos pela teoria econômica ou impostos por conveniência.

⁴⁵ O modelo estrutural é estimável quando for exatamente identificado ou superidentificado.

Se o modelo for superidentificado, o teste estatístico LR para as restrições adicionais pode assim ser obtido:

$$LR = T(\log|\hat{\Omega}^*| - \log|\hat{\Omega}|), \quad (20)$$

em que $\hat{\Omega}^* \approx \hat{A}^{-1} \hat{B} \hat{B}' \hat{A}'^{-1}$ difere de $\hat{\Omega} = \hat{A}^{-1} \hat{B} \hat{B}' \hat{A}'^{-1}$ quando restrições adicionais são impostas em A e B . Essa estatística tem distribuição assintótica com número de graus de liberdade igual ao número de restrições adicionais.

O modelo VAR Estrutural possibilita a estimação da função de impulso-resposta e a obtenção da elasticidade de impulso, além de permitir a decomposição histórica da variância dos erros. As elasticidades de impulso possibilitam avaliar o comportamento das variáveis em resposta a choques individuais em quaisquer dos componentes do sistema, podendo assim analisar, mediante simulação, efeitos de eventos que tenham probabilidade de ocorrer. A decomposição da variância dos erros de previsão, k períodos à frente, permite determinar a evolução do comportamento dinâmico apresentado pelas variáveis do modelo econômico, ao longo do tempo (MARGARIDO et al., 2002; ALVES; BACCHI, 2004).

3.3.1. Análise da Função Impulso-Resposta

A função impulso-resposta tem por finalidade avaliar o comportamento isolado das variáveis diante de choques (inovações) por meio dos resíduos do modelo. Além do mais, mostra o intervalo de tempo necessário para que o efeito de tal choque se dissipe, caso o sistema seja estável⁴⁶.

Nos procedimentos da análise de impulso-resposta é necessário diagonalizar a matriz de variância-covariância dos resíduos, para ortogonalização dos choques ou certificação de que estes não sejam instantaneamente correlacionados (LÜTKEPOHL; KRÄTZIG, 2004). Entretanto, no modelo VAR estrutural, os resíduos são representados por $B\varepsilon_t$ e ε_t é o vetor ($k \times 1$) de choques ortogonais, que não são correlacionados serialmente, tal que a matriz de variância-covariância, $E(\varepsilon_t \varepsilon_t') = \Sigma$, é uma matriz diagonal.

⁴⁶ Segundo Enders (1995, p.308), um sistema é estável se as séries que o compõem convergem ao equilíbrio no longo prazo, fazendo com que os efeitos de choques exógenos desapareçam ao longo do tempo.

Em processos estacionários, os efeitos de choques nas variáveis de um dado sistema podem ser vistos em termos da representação de média móvel da equação (16), que representa o modelo VAR Estrutural:

$$Y_t = \psi_0 \varepsilon_t + \psi_i \varepsilon_{t-i}, \quad (21)$$

em que $\psi_i = \phi_i A^{-1} B$, sendo $i=(0,1,2,\dots)$; $\phi_0 = I_k$ e $\phi_s = \sum_{j=1}^s \phi_{s-j} A_j$, sendo ϕ_s obtido a partir da forma reduzida do modelo VAR, especificada na equação (18). Os elementos da matriz ψ_i representam respostas das variáveis a choques estruturais no sistema. Assumindo que os resíduos não são correlacionados, então um choque em ε_t , na primeira variável, pode ter efeito instantâneo em todas as outras, enquanto um choque na segunda variável não pode ter efeito sobre a primeira, e assim sucessivamente. Uma vez que os choques (ε_t) são ortogonais, os impulsos-resposta são referentes a impulsos-resposta ortogonais, que são instantaneamente não-correlacionados.

3.3.2. Decomposição histórica da variância dos erros de previsão

Segundo Bueno (2008), esta ferramenta possibilita determinar que porcentagem da variância do erro de previsão decorre de cada variável endógena, ao longo do horizonte de previsão. Enders (1995) afirma que a análise da decomposição histórica da variância dos erros permite concluir acerca da endogeneidade/exogeneidade das séries dentro do modelo. Para isso, Enders (1995) explica que, se os choques no termo de erro de uma variável X_t não explicam nada do erro de previsão de Y_t , em todo o horizonte de previsão, pode-se dizer que a seqüência Y_t é exógena e se desenvolve de maneira independente dos choques em X_t . Por outro lado, se os choques no termo de erro da variável X_t podem explicar toda a variância do erro de previsão de Y_t , em todos os horizontes de previsão, então Y_t será endógena.

A decomposição da variância dos erros segue-se a partir de $\psi_i = \phi_i A^{-1} B$. Se o ij -ésimo elemento de ψ_n for denotado por $\omega_{ij,n}$, o k -ésimo elemento do vetor de erro estimado, no período (h), é dado por:

$$Y_{k,T+h} - Y_{k,T+h|T} = \sum_{n=0}^{h-1} (\omega_{k1,n\varepsilon1,T+h-n} + \dots + \omega_{kK,n\varepsilonK,T+h-n}). \quad (22)$$

Visto que ε_{kt} são serialmente não-correlacionados e têm variância unitária, por construção, segue-se que o correspondente erro da variância estimado é:

$$\sigma^2_k(h) = \sum_{n=0}^{h-1} (\omega^2_{k1,n} + \dots + \omega^2_{kK,n}) = \sum_{j=1}^K (\omega^2_{kj,0} + \dots + \omega^2_{kj,h-1}). \quad (23)$$

O termo $(\omega^2_{kj,0} + \dots + \omega^2_{kj,h-1})$ pode ser interpretado como a contribuição da variável j para a variância do erro estimado da variável k , no período h . Essa interpretação faz sentido se ε_{it} pode ser visto como um choque na variável i . Dividindo o procedimento anterior (23) por $\sigma^2_k(h)$, tem-se a contribuição percentual da variável j para a variância do erro estimado da variável k , no h -ésimo período:

$$\theta_{kj}(h) = (\omega^2_{kj,0} + \dots + \omega^2_{kj,h-1}) / \sigma^2_k(h). \quad (24)$$

Esses valores, computados a partir de parâmetros estimados, são apresentados por vários períodos. A interpretação da decomposição da variância dos erros pode ser criticada pelo fato de ser baseada em valores estimados.

3.4. Especificação do modelo

O modelo econômico que concede embasamento à análise do efeito da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário brasileiro é uma adaptação do modelo de Holland e Vieira (2005) e pode ser representado como se segue:

$$PIBAgro_t = f(AC_t, LE_t), \quad (25)$$

em que $PIBAgro_t$ é a taxa de crescimento do Produto Interno Bruto (PIB) agropecuário, no período t ; AC_t é o índice de abertura comercial, no período t ; e LE_t são os indicadores de liquidez externa, no período t .

O índice de abertura comercial pode ser representado pela razão entre a soma das exportações e importações do setor agropecuário e o PIB agropecuário, medidos em um determinado período de tempo. A liquidez externa pode ser medida por meio de três indicadores, conforme sugerido por Holland e Vieira (2005), sendo o primeiro referente à razão entre as reservas internacionais e as importações; o segundo diz respeito à razão

entre a dívida externa e as exportações; e o terceiro está associado à razão entre a dívida externa e o PIB. Barbosa Filho (2001) sugere ainda como indicador de liquidez internacional a razão entre as reservas internacionais e a dívida externa.

Os indicadores de liquidez representados pela razão entre as reservas internacionais e importações e entre a dívida externa e as exportações são compostos, respectivamente, por importações e exportações agropecuárias, assim como o indicador referente à dívida externa sobre o PIB é composto pelo PIB agropecuário. Esse procedimento é justificado pelo fato de que os indicadores que utilizam dados totais foram correlacionados com aqueles referentes a dados setoriais, o que permite o uso desses últimos. Ademais, os efeitos considerando variáveis setoriais podem explicar melhor a variação do crescimento do setor agropecuário. Assim, pode-se inferir que, para o problema de pesquisa proposto, os indicadores trabalhados são apropriados.

Neste trabalho, o índice de abertura comercial é representado por ABCOM; o indicador de liquidez referente à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias é denominado de RESIMP; o índice referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias, DIVEXP; o indicador referente às reservas internacionais sobre a dívida externa, RESDIV; e o índice referente à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário é representado por DIVPIB.

Entre as variáveis descritas são estabelecidas relações de causalidade, as quais são determinadas pelo teste de causalidade de *Granger/Block Exogeneity Tests*. Esse teste define exogeneidade de uma determinada variável a partir da especificação da causalidade conjunta de um grupo de variáveis sobre essa variável. Assim, o teste de causalidade de *Granger/Block Exogeneity Tests* identifica os determinantes externos do crescimento do setor agropecuário, considerando indicadores de abertura comercial e liquidez externa brasileira.

Acerca da exogeneidade das variáveis utilizadas no presente estudo, a ordem sugerida pela teoria da Contabilidade Nacional/Balanço de Pagamentos é ABCOM, RESIMP, DIVEXP, RESDIV, DIVPIB e PIB Agro, uma vez que o índice de abertura comercial (ABCOM) é composto pelas exportações e importações agropecuárias, que têm influência sobre a variação da dívida externa brasileira, sobre a variação das reservas internacionais e, conseqüentemente, sobre todos os índices de liquidez e sobre o crescimento econômico agropecuário (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005; LOPES; VASCONCELLOS, 2000; SIMONSEN; CYSNE, 1995).

As reservas podem ser tratadas como mais exógenas em relação à dívida externa, visto que, embora sejam determinadas pelo saldo das transações correntes e pelo movimento de capitais, se trata de uma decisão governamental; a dívida externa, por sua vez, tem uma ligação direta com o saldo das transações correntes e o movimento de capitais e, por isso, pode ser tratada como endógena, em relação ao índice de abertura comercial e à variação de reservas. Krugman e Obstfeld (2005) justificam tal comportamento ao afirmarem que as reservas internacionais são mantidas pelos Bancos Centrais como forma de defesa contra infortúnios econômicos nacionais, como o crescimento da dívida externa.

De acordo com a teoria subjacente ao estudo e com os resultados do teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*, obtém-se a matriz de relações contemporâneas, que é usada para estimar o modelo VAR Estrutural e determinar os efeitos de indicadores de abertura comercial e liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário. Com base nesses critérios, a matriz de relações contemporâneas, construída a partir do procedimento de Bernanke (1986), pode ser representada conforme observado na Tabela 3.

Tabela 3 - Matriz de relações contemporâneas do modelo VAR Estrutural, especificada pelo procedimento de Bernanke (1986)

Efeito de → Sobre ↓	ABCOM	RESIMP	DIVEXP	RESDIV	DIVPIB	PIB Agro
ABCOM	1	a_{12}	-	-	-	-
RESIMP	-	1	-	a_{24}	-	-
DIVEXP	a_{31}	a_{32}	1	-	-	-
RESDIV	-	-	a_{43}	1	-	-
DIVPIB	a_{51}	a_{52}	a_{53}	-	1	-
PIB Agro	a_{61}	a_{62}	a_{63}	a_{64}	a_{65}	1

Fonte: Dados da pesquisa.

O efeito de RESIMP sobre ABCOM, especificado pelo coeficiente a_{12} , não é definido *a priori*, podendo ser positivo ou negativo. Se se considerar o impacto positivo da liquidez sobre as exportações e sobre o nível de abertura comercial, espera-se um efeito positivo, ou seja, um coeficiente positivo. Por outro lado, se o aumento da liquidez for representado pelo acúmulo de reservas e esta, por sua vez, incentivar o aumento das importações, em contrapartida às exportações agropecuárias, tem-se efeito

negativo sobre o nível de abertura comercial. Essa última relação pode ser estabelecida, uma vez que o indicador de abertura comercial, embora seja composto pela soma entre exportações e importações agropecuárias, no período de 1990 a 2007, apresentou crescimento anual impulsionado pelas exportações do setor agropecuário.

O coeficiente a_{24} representa o efeito do indicador referente à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV) sobre o indicador referente à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP). Espera-se que RESDIV tenha efeito positivo sobre RESIMP, visto que ambos referem-se a indicadores de liquidez externa, cuja variação positiva implica aumento da liquidez externa brasileira.

Em se tratando de a_{31} e a_{51} , é esperado que os sinais de seus coeficientes sejam negativos. Esse comportamento é justificado pelo fato de que, no período de 1990 a 2007, o aumento da abertura comercial sustentado sob o crescimento significativo das exportações agropecuárias pode ter reduzido o risco de aumento do endividamento externo. Portanto, espera-se que ABCOM tenha efeito negativo sobre os indicadores de vulnerabilidade externa, representados por DIVEXP e DIVPIB.

Os sinais dos coeficientes a_{32} e a_{52} são esperados negativos, uma vez que o aumento da liquidez, representado pela variação positiva em RESIMP, deve ter efeito negativo sobre o aumento da vulnerabilidade externa, representado pela variação positiva nos indicadores DIVEXP e DIVPIB.

Análise similar é aplicada ao se estabelecer o efeito negativo esperado do aumento da vulnerabilidade externa, representado pela variação positiva em DIVEXP sobre a liquidez externa, representada pelo aumento em RESDIV. O efeito descrito é definido pelo coeficiente a_{43} , ou seja, coeficiente negativo.

Em contrapartida, o aumento da vulnerabilidade representada pela variação positiva em DIVEXP deve provocar efeito positivo sobre DIVPIB, que também representa vulnerabilidade externa. Esse efeito é apresentado pelo coeficiente positivo de a_{53} .

Por fim, espera-se que os coeficientes estimados do índice de abertura comercial (ABCOM), da razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), representados, respectivamente, por a_{61} , a_{62} e a_{64} na Tabela 3, sejam positivos,

exprimindo uma relação direta com o crescimento do PIB agropecuário. Esse resultado mostra que o aumento do índice de abertura comercial deve ter efeito positivo sobre o crescimento do PIB agropecuário, bem como o aumento da liquidez externa – proveniente do aumento das reservas internacionais em relação às importações agropecuárias e à dívida externa – deve corresponder a um incentivo ao crescimento do setor agropecuário.

Por outro lado, espera-se que os sinais dos coeficientes da razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) e entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), referentes, respectivamente, a a_{63} e a_{65} , sejam negativos, exprimindo uma relação inversa com o crescimento do setor agropecuário. Isso se justifica, uma vez que a maior vulnerabilidade financeira deteriora o crescimento desse setor e pode desviar recursos que seriam destinados ao aumento da produção e ao crescimento agropecuário para o ajuste das contas externas.

3.5. Fonte de dados e descrição das variáveis

Os dados descritos nesta seção referem-se ao PIB agropecuário e aos componentes dos indicadores de abertura comercial e liquidez externa referentes à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP), entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV) e entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), utilizados neste trabalho. Todos os dados são trimestrais, referem-se ao primeiro trimestre de 1990 ao primeiro trimestre de 2008 e foram transformados em taxas de crescimento⁴⁷. A escolha do período de análise está associada com a disponibilidade de dados das variáveis em estudo. Soma-se a isso o fato de que a abertura externa brasileira foi um processo que teve início em 1990.

Os dados referentes ao PIB agropecuário brasileiro (em R\$ milhões) foram extraídos do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), transformados em dólar a partir da utilização da taxa de câmbio (R\$/US\$) comercial – venda média, do Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), disponibilizada pelo Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA). Ambas as séries, PIB agropecuário e taxa de câmbio, foram deflacionadas pelo Índice Nacional de

⁴⁷ Esse artifício proporciona que se trabalhe apenas com as variações das variáveis.

Preços ao Consumidor Amplo (IPCA)⁴⁸, do Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), Sistema de Índices de Preços ao Consumidor (IBGE/SNIPC), disponibilizado pelo IPEA.

As reservas internacionais (em US\$ milhões), em base trimestral, foram obtidas no Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), disponível no site do Banco Central (BACEN). A utilização dos dados das reservas internacionais – conceito de liquidez é conveniente, pois essa base de dados está disponível para todo o período de análise. Além do mais, outros trabalhos já fizeram uso dessa série, entre os quais os de Fernandes e Toro (2005), Cunha et al. (2006) e Cavalcanti e Vonbun (2007).

A dívida externa (em US\$ milhões), em base trimestral, foi obtida no Banco Central do Brasil, Boletim, Seção Balanço de Pagamentos (BCB Boletim/BP), disponível no site do Banco Central (BACEN). Utilizou-se a base de dados referentes à dívida externa registrada de médio e longo prazo, que, somados à dívida de curto prazo, resultam no endividamento externo total (GIAMBIAGI; MONTEIRO, 2005). Não foram utilizados os dados da dívida externa total, em decorrência da falta de dados relativos à dívida externa de curto prazo, cuja disponibilidade inicia-se em 1995.

As exportações e importações do setor agropecuário (em US\$ milhões) foram obtidas na Secretaria de Comércio Exterior/Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior (SECEX/MDIC). Foram coletados os dados de produtos agropecuários que, segundo informações do IBGE (2000), compõem o Sistema de Contas Nacionais para a atividade agropecuária. Esses dados encontram-se no Quadro 1, que apresenta a subdivisão dos produtos provenientes da agricultura, pecuária silvicultura e pesca, sendo estas duas últimas atividades agregadas à atividade agropecuária. De modo geral, são consideradas atividades com menor incidência de processamento.

⁴⁸O IPCA foi o indicador escolhido para o deflacionamento do PIB, seguindo o critério proposto por Giambiagi (2004), que sugere que o indicador selecionado deve ser o que mais se assemelhe à variação do deflator implícito. Utilizam-se indicadores que se assemelhem ao deflator implícito, visto que este indicador é disponível apenas em base anual.

Quadro 1 - Descrição dos produtos que compõem as exportações e importações do setor agropecuário

Setor	Descrição dos produtos
Agricultura	<p>Cereais: arroz com casca, trigo em grão, soja em grão, milho em grão, sorgo em grão.</p> <p>Outros produtos: açúcar de cana “em bruto”, algodão em caroço, algodão em pluma, amendoim, café cru em grão, fumo em folha e sementes.</p> <p>Produtos hortícolas: feijão, mandioca, outros produtos hortícolas.</p> <p>Frutas: frutas frescas, laranjas, outras frutas cítricas.</p>
Pecuária	<p>Pecuária vivos: bovino, suíno, aves.</p> <p>Pecuária abate: bovino, suíno, aves.</p> <p>Outros produtos: ovos de aves, leite “in natura”.</p>
Silvicultura	<p>Madeira “em bruto” e outros produtos com menor incidência de processamento.</p>
Pesca	<p>Peixes “in natura”.</p>

Fonte: SECEX/MDIC (2008).

4. ANÁLISE DOS RESULTADOS

Este capítulo encontra-se subdividido em cinco seções. Na primeira seção são apresentadas as análises do PIB agropecuário e dos indicadores de abertura comercial e liquidez externa, com ênfase na estacionariedade dessas séries, uma vez que a metodologia utilizada requer que as séries sejam estacionárias, ou seja, estáveis, ao longo do tempo. Na segunda, são apresentados os resultados do teste de causalidade de *Granger/Block Exogeneity Wald Tests*, que apontam os determinantes externos do crescimento do setor agropecuário e sugerem a ordenação consistente das variáveis no modelo VAR Estrutural. Na terceira, são analisados os resultados do modelo VAR Estrutural, com o intuito de verificar os efeitos de indicadores de abertura comercial e liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário. Na quarta seção, são apresentados os efeitos de choques sobre o crescimento do setor agropecuário. Na quinta, é apresentada a decomposição histórica dos erros de previsão, que permite avaliar o poder explanatório de cada variável sobre as demais.

4.1. Estabilidade dos indicadores de abertura comercial e liquidez externa

O estudo econométrico das séries inicia-se com a análise de estacionariedade, que pode ser realizada, preliminarmente, pela inspeção visual dos gráficos das séries. Os gráficos referentes às taxas de crescimento do PIB agropecuário, dos índices de liquidez externa referentes à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), à razão entre as reservas

internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e, por fim, do índice de abertura comercial (ABCOM) estão apresentados, respectivamente, nas Figuras 1B a 6B (Anexo B). Observa-se que, ao longo do tempo, todas as séries se desenvolvem em torno de zero e apresentam variância (dispersão) similar. Verifica-se, portanto, que, pela análise gráfica, todas as séries apresentam características de um processo estocástico estacionário.

No processo formal de análise de estacionariedade, foi utilizado o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), implementado a partir do procedimento seqüencial proposto por Doldado et al. (1990), a fim de estabelecer criteriosamente os termos determinísticos a serem incluídos no teste e assegurar o seu poder estatístico. Os níveis de significância a serem escolhidos são de 1% ou 5%, o que torna o teste mais eficaz.

Na Tabela 4 são apresentados os resultados do teste ADF para as variáveis selecionadas; todas estão em nível e são apresentadas em taxas de crescimento.

Tabela 4 – Teste de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF) para o PIB agropecuário e os indicadores de abertura comercial e liquidez externa, em nível, de 1990 ao primeiro trimestre de 2008

Série	Equação do teste	Número de Defasagens	Estatística do teste	Valores Críticos	
				1%	5%
PIB Agro	Com intercepto	1	τ_{μ} -10,49***	3,51	2,89
DIVPIB	Com intercepto e com tendência	1	τ_{τ} -14,60***	4,04	3,45
RESDIV	Sem intercepto e sem tendência	0	τ -5,99***	2,60	1,95
DIVEXP	Sem intercepto e sem tendência	3	τ -3,16***	2,60	1,95
RESIMP	Sem intercepto e sem tendência	0	τ -7,96***	2,60	1,95
ABCOM	Com intercepto	3	τ_{μ} -4,42***	3,51	2,89

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: ***Significativo em 1% de probabilidade.

Seguindo o procedimento de Doldado et al. (1990), fez-se a especificação das equações adequadas na realização do teste ADF. Para a série de DIVPIB, os termos de intercepto e tendência foram estatisticamente significativos; as séries de PIB e ABCOM foram especificadas com intercepto; e, por fim, as séries de RESDIV, DIVEXP e RESIMP foram especificadas sem intercepto e sem tendência. A Tabela 1C, do Anexo

C, apresenta os resultados completos do teste ADF, ressaltando a especificação dos termos determinísticos.

Os resultados apontam que deve-se rejeitar a hipótese nula de presença de raiz unitária em 1% de probabilidade para todas as séries, o que indica que todas as séries são estacionárias em nível. O número de defasagens escolhido segue o critério de Schwarz.

4.2. Identificação dos determinantes externos do crescimento do setor agropecuário

Esta seção tem por objetivo identificar os determinantes externos do crescimento do setor agropecuário, por meio da definição da relação causal, no sentido de Granger, entre o PIB agropecuário, que é utilizado como *proxy* para o crescimento agropecuário, e os indicadores de abertura comercial e liquidez externa. Para isso, foi realizado o teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*, que tem a função adicional de determinar a ordenação estatisticamente consistente das variáveis no modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) Estrutural (ENDERS, 1995; POLLAKOWSKI; RAY, 1997; OREIRO et al., 2006).

O teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests* foi realizado partindo-se de um Modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR), que é um modelo multiequacional, composto de seis variáveis: PIB agropecuário (PIB Agro), índices de liquidez referentes à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e índice de abertura comercial (ABCOM), de ordem p , que equivale ao número de defasagens a serem incluídas no modelo.

A escolha do número de defasagem baseou-se na observação dos critérios de Akaike (AIC), Schwarz (SC) e Hannam-Quin (HQ), descritos na Tabela 5. Observa-se que, segundo os critérios de AIC e HQ, devem ser selecionadas nove defasagens; em contrapartida, o critério de SC aponta “nenhuma defasagem” como a mais indicada. Optou-se por escolher “nenhuma defasagem”, identificada pelo critério de SC, porque, segundo Enders (1995), este critério é o mais parcimonioso.

A escolha da ordem da defasagem também pode ser determinada pelo conhecimento prévio acerca do assunto, que sugere a velocidade de ajuste das variáveis

macroeconômicas a choques exógenos. A partir desse procedimento, optou-se por considerar que a resposta das variáveis aos choques exógenos deve ocorrer num período de tempo inferior a nove trimestres.

Tabela 5 – Definição do número de defasagens do modelo VAR, a partir do critério de Schwarz

Defasagens	AIC	SC	HQ
0	-2,503480	-2,299372*	-2,423204
1	-2,535693	-1,106937	-1,973756
1	-3,532235	-0,878830	-2,488637
2	-3,389492	0,488561	-1,864235
4	-4,305990	0,796712	-2,299072
5	-4,104270	2,223081	-1,615692
6	-4,812458	2,739541	-1,842220
7	-5,128922	3,647725	-1,677024
8	-6,087933	3,913362	-2,154375
9	-10,05754*	1,168401	-5,642324*

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: *Valor mínimo de cada critério, utilizado na escolha do número de defasagens.

Considerando o número de defasagens identificado pelos critérios supracitados, estima-se o modelo VAR (0) e realiza-se o teste de autocorrelação pelo Multiplicador de Lagrange (LM⁴⁹), para verificação da presença de autocorrelação entre os resíduos do modelo estimado. O resultado do teste LM para detecção de autocorrelação serial no modelo sem defasagem apresentou resíduos autocorrelacionados, como pode ser observado na Tabela 2C, no Anexo C.

Segundo Gujarati (2006), na presença de autocorrelação, os estimadores por Mínimos Quadrados Ordinários (MQO) são lineares e não-viesados, mas não são eficientes, uma vez que não apresentam variância mínima. A autocorrelação fará com que os testes de significância *t* e *F* não sejam mais válidos.

Caso seja detectada a presença de autocorrelação serial, o procedimento padrão consiste em aumentar o número de defasagens até que esta não seja mais verificada (MATTOS et al., 2006). A partir da realização desse procedimento, constatou-se que a

⁴⁹ O teste LM utiliza a estatística multivariada LM para correlação serial dos resíduos até a ordem indicada. A estatística de teste para a ordem de defasagem (*p*) é gerada pela estimação de uma regressão auxiliar dos resíduos (u_t) contra as variáveis independentes originais e os resíduos defasados (u_{t-p}), em que os primeiros *p* valores ausentes dos resíduos u_{t-p} são preenchidos com zeros. Testa-se a hipótese nula de ausência de autocorrelação serial de ordem *p* a partir da estatística χ^2 distribuída assintoticamente com k^2 graus de liberdade.

inclusão de cinco defasagens foi suficiente para eliminar a autocorrelação, o que valida tal defasagem como melhor escolha para o modelo, conforme observado na Tabela 6. Determinou-se, portanto, que a velocidade de ajuste das variáveis macroeconômicas, em estudo, a choques exógenos é de cinco trimestres.

Tabela 6 – Teste de autocorrelação dos erros pelo Multiplicador de Lagrange (LM)

Defasagens	Estatística LM	Probabilidade (p)
1	51,99348	0,0412***
2	42,41534	0,2139*
3	35,30976	0,5012*
4	25,01418	0,9155*
5	24,21353	0,9329*
6	41,61488	0,2395*
7	38,22529	0,3687*
8	26,30298	0,8819*
9	32,00612	0,6591*
10	50,62370	0,0537*
11	33,48598	0,5888*
12	30,41936	0,7309*

Fonte: Dados da pesquisa.

Nota: Testa-se a hipótese nula H_0 : Não há presença de autocorrelação serial na defasagem p , contra a hipótese alternativa H_a : Há presença de autocorrelação serial na defasagem p ; ***Significa não-rejeição de H_0 em 1% de probabilidade; ** Significa não-rejeição de H_0 em 5% de probabilidade; *Significa não-rejeição de H_0 em 10% de probabilidade.

Logo, o modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) a ser estimado é de quinta ordem, ou seja, VAR(5), a partir do qual estimam-se o teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*, o VAR Estrutural e, posteriormente, realiza-se a análise de impulso-resposta e a decomposição da variância do erro.

Os resultados do teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests* são apresentados na Tabela 7. É importante ressaltar que, uma vez que os indicadores de abertura comercial e liquidez internacional são razões entre duas variáveis, devem-se adotar alguns critérios, baseados na teoria, e tomar algumas precauções para a análise dos resultados econométricos. No entanto, conforme argumentam Chowdhury e Mavrotas (2005), a compreensão da direção da causalidade entre duas variáveis de ordem macroeconômica é crucial para a formulação de políticas em países em desenvolvimento.

Tabela 7 – Resultados do teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*, para as séries incluídas no presente estudo

Variáveis independentes	Variáveis dependentes											
	PIB Agro		DIVPIB		RESDIV		DIVEXP		RESIMP		ABCOM	
	χ^2	P	χ^2	P	χ^2	P	χ^2	P	χ^2	P	χ^2	P
PIB Agro			11,27	0,05**	4,47	0,48	3,11	0,68	1,67	0,89	14,61	0,01***
DIVPIB	6,26	0,28			7,35	0,20	4,21	0,52	5,71	0,34	6,44	0,27
RESDIV	3,85	0,57	4,87	0,43			2,29	0,81	9,37	0,10*	4,01	0,55
DIVEXP	14,55	0,01***	9,41	0,09*	9,43	0,09*			5,53	0,36	5,83	0,32
RESIMP	10,32	0,07*	17,16	0,00***	7,88	0,16	0,92	0,97			18,03	0,00***
ABCOM	17,76	0,00***	10,42	0,06*	4,48	0,48	1,49	0,91	2,51	0,78		
Todas	73,58	0,00***	65,10	0,00***	40,01	0,03**	21,66	0,66	25,19	0,45	68,76	0,00***

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Valores em negrito representam rejeição de H_0 ou, de modo alternativo, presença de relação causal, no sentido de Granger, e endogeneidade da variável em análise; ***Significativo em 1% de probabilidade; **Significativo em 5% de probabilidade; * Significativo em 10% de probabilidade.

Em termos econométricos, a ordenação das variáveis é feita a partir do valor da estatística χ^2 . As variáveis determinadas endógenas apresentam maiores valores da estatística (χ^2), ao passo que as variáveis exógenas apresentam menores valores. De acordo com esse critério, e tomando-se os valores das estatísticas de todas as variáveis, conjuntamente, influenciando a variável dependente, a ordenação correta, seguindo a ordem de exogeneidade, é a seguinte: DIVEXP, RESIMP, RESDIV, ABCOM, DIVPIB e PIB Agro. Isso implica que a variável de interesse neste estudo, ou seja, o PIB agropecuário, pode ser considerada endógena e, portanto, responde (contemporaneamente) a choques em todas as outras variáveis.

No entanto, a ordenação correta, sugerida pela teoria da Contabilidade Nacional/Balço de Pagamentos, seria ABCOM, RESIMP, DIVEXP, RESDIV, DIVPIB e PIB Agro, visto que as exportações e importações agropecuárias, que compõem o índice de abertura comercial, determinam a variação das reservas internacionais, da dívida externa e, conseqüentemente, do crescimento do setor agropecuário.

Ao analisar a relação entre desempenho exportador e crescimento econômico, Hatemi-J (2002) afirma que as exportações podem ser tratadas como exógenas quando se avalia seu efeito direto sobre o crescimento econômico. Em suma, uma vez que o modelo VAR Estrutural deve ser orientado pela teoria que fundamenta o modelo de análise, será considerada a ordenação sugerida pela teoria subjacente, que, de maneira geral, não difere substancialmente da sugerida pelos resultados do teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*.

Ao considerar as relações de causalidade entre as variáveis, constata-se que o índice de abertura comercial (ABCOM) e os indicadores de liquidez referentes à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) e à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) causam, no sentido de Granger, o crescimento agropecuário, que tem como *proxy* o PIB agropecuário, uma vez que para esses indicadores a hipótese de não-causalidade foi rejeitada em níveis de 1%, 1% e 10%, respectivamente.

De modo similar, em conjunto, todas as variáveis são importantes para a previsão do crescimento agropecuário em nível de 1% de probabilidade, o que implica que os indicadores de abertura comercial e liquidez externa, conjuntamente, podem ser considerados determinantes externos do crescimento do setor agropecuário.

Considerando o teste de exogeneidade para o PIB agropecuário, verifica-se que, para todas as variáveis, o crescimento econômico agropecuário pode ser considerado endógeno, uma vez que se rejeita a hipótese de exogeneidade em nível de 1% de probabilidade.

O preceito de endogeneidade do crescimento econômico é utilizado pela maioria dos trabalhos que analisam o efeito da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento. No entanto, em análise acerca do impacto da liberalização financeira sobre o crescimento econômico, Edison et al. (2002) e Quinn e Toyoda (2003) afirmam que o crescimento pode influenciar os fluxos de capitais, o que realça a necessidade do estabelecimento da endogeneidade deste último, tornando possível o relacionamento entre liberalização financeira e crescimento.

A ausência de causalidade entre os demais indicadores de liquidez, representados pela razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB) e o crescimento agropecuário, pode ser justificada, uma vez que a relação entre essas variáveis pode ser indireta, além de existirem outras variáveis que influenciam o processo de crescimento agropecuário. Abordagem similar é contextualizada por Fernandes (2006), em trabalho acerca do impacto do Investimento Estrangeiro Direto (IDE) sobre o crescimento econômico.

Sob um enfoque bivariado, percebe-se que a causalidade de ABCOM em relação ao crescimento agropecuário pode ser justificada seguindo a teoria da Contabilidade Nacional, sugerida por Simonsen e Cysne (1995), Lopes e Vasconcellos (2000) e Krugman e Obstfeld (2005). A partir dessa teoria, a identidade do Produto Interno Bruto (PIB) é diretamente dependente dos níveis de exportações e inversamente proporcional aos níveis de importação⁵⁰.

Segundo Wacziarg e Welch (2003), um crescente consenso acadêmico tem demonstrado que a abertura da política comercial e, conseqüentemente, o aumento da razão do comércio sobre o PIB podem ser positivamente correlacionados com o crescimento. Assim, tentativas de estabelecimento de uma relação de causalidade entre a abertura comercial e o crescimento sugeriram um impacto positivo do comércio sobre o crescimento.

⁵⁰ Segundo a teoria da Contabilidade Nacional, a identidade fundamental do PIB, com a introdução do Balanço de Pagamentos, pode ser apresentada pela equação: $PIB = C + I + G + X - M$, em que PIB é o Produto Interno Bruto; C é o consumo agregado; I é o investimento agregado; G é o gasto do governo; X é a exportação de bens e serviços; e M é a importação de bens e serviços.

Hatemi-J (2002), em análise do assunto, argumenta que o efeito da abertura comercial sobre o crescimento econômico pode ser verificado, visto que a abertura ao comércio externo proporciona intensificação da competição entre os consumidores domésticos, possibilidade de exploração de economias de escala e promoção da difusão do conhecimento tecnológico, que ocorre por intermédio do aprendizado proveniente da intensificação da produção e sugerido pelos compradores externos.

Para Frankel e Romer (1999), o comércio contribui para o aumento da renda, ao estimular a acumulação de capital físico e capital humano e por incentivar o aumento da produção para determinados níveis de capital. Esses autores afirmam ainda que as características geográficas de um país⁵¹ podem ser utilizadas para obter estimativas acerca do impacto do comércio sobre o nível de renda.

A relação de causalidade entre os índices de liquidez representados pela razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e o crescimento agropecuário pode ser justificada por meio do preceito teórico do saldo do Balanço de Pagamentos⁵², que tem forte relação com a identidade do PIB, utilizado como *proxy* para o crescimento do setor agropecuário. De acordo com esse fundamento teórico, o saldo do Balanço de Pagamentos é diretamente dependente do saldo das transações correntes – representado pela diferença entre as exportações e importações de bens e serviços, somado às transferências unilaterais –, e do movimento de capitais – composto por capitais autônomos e capitais compensatórios, sendo este último representado pela variação das reservas internacionais –, e, por sua vez, é determinado pela variação no montante da dívida externa e das reservas internacionais (LOPES; VASCONCELLOS, 2000).

O índice de liquidez externa, referente à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), pode ser influenciado pelo PIB agropecuário, pelos indicadores de liquidez, representados pela razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e razão entre dívida externa e exportações agropecuárias (DIVEXP), e, por fim, pelo índice de abertura comercial (ABCOM). Em uma análise conjunta, verifica-se ainda que todas as variáveis causam, no sentido de Granger, a

⁵¹ As características geográficas, citadas por Frankel e Romer (1999), podem ser referentes à localização espacial de um país, que, condicionada à distância em relação aos potenciais parceiros comerciais, pode representar uma vantagem ou uma desvantagem nas transações comerciais.

⁵² Representado pela equação: $BP = TC + MK$, em que BP é o saldo do Balanço de Pagamentos; TC , o saldo em transações correntes; e MK , o movimento de capitais.

variação de DIVPIB e observa-se que a hipótese de exogeneidade desse indicador pode ser rejeitada em nível de 1% de probabilidade.

Embora o fato de se trabalhar com razões entre variáveis implique algumas complicações para a análise de causalidade, pode-se perceber que o índice representado pela razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), sendo composto por duas variáveis consideradas endógenas, pode ser definido como um indicador endógeno, conforme sugere a teoria subjacente. Segundo Detragiache e Spilimbergo (2001), a dívida externa é tratada como endógena por estar associada à probabilidade de crise financeira.

Adicionalmente, variações no índice de abertura comercial podem ocasionar variações em DIVPIB, o que pode ser claramente justificável seguindo os preceitos apresentados pela teoria da Contabilidade Nacional/Balço de Pagamentos (KRUGMAN; OBSTFELD, 2005; LOPES; VASCONCELLOS, 2000; SIMONSEN; CYSNE, 1995). Nessa teoria, as exportações e importações são componentes da conta Produto Interno Bruto (PIB), de modo que a variação nas mesmas podem ocasionar variação no saldo das transações correntes, que acabam por determinar a variação da dívida externa.

Segundo o teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*, o índice de liquidez externa referente à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV) é causado, no sentido de Granger, apenas pelo índice de liquidez referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), em nível de 10% de probabilidade. Em conjunto, todas as variáveis são importantes para a previsão de RESDIV, em nível de 5% de probabilidade; portanto, é possível considerar este indicador como endógeno.

O índice de liquidez referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) não possui relação de causalidade com nenhum outro indicador, o que contraria os pressupostos teóricos, sob o qual esperava-se relação, pelo menos, com o índice de abertura comercial. Como já foi esclarecido, a utilização de razões entre variáveis deve ser interpretada com cautela, uma vez que o comportamento (relacionamento) conjunto das duas variáveis que compõem o índice DIVEXP pode ser diferenciado do relacionamento de cada variável, isoladamente, com os demais indicadores em análise.

Tomando a análise de exogeneidade de DIVEXP, verifica-se que esse indicador pode ser considerado exógeno, ou seja, não se rejeita H_0 , em todos os níveis de

significância. Esse resultado pode ser justificável, visto que esse indicador é composto pelas exportações agropecuárias, as quais, juntamente com as importações agropecuárias, podem ser consideradas exógenas ao sistema de variáveis, uma vez que essas duas variáveis exercem influência sobre as demais, porém não sofrem influência direta destas. Assim, pode-se considerar que esse índice de liquidez não sofre influência dos demais indicadores de liquidez e da abertura comercial.

O último indicador de liquidez externa referente à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) apresenta relação de causalidade apenas com o índice de liquidez representado pela razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), em nível de 10% de probabilidade. Isso pode ser justificável, uma vez que ambos os indicadores compõem-se de reservas internacionais, o que pode sinalizar a direta relação entre esses dois índices de liquidez, e o segundo (RESDIV) tem como denominador a dívida externa, que pode ser um elemento determinante da variação das reservas internacionais e da variação da liquidez externa brasileira.

No que se refere à exogeneidade, verifica-se que RESIMP pode ser considerado exógeno, uma vez que não se rejeita a hipótese nula de exogeneidade em todos os níveis de significância. De modo similar à interpretação de DIVEXP, o índice de liquidez RESIMP é composto por importações agropecuárias, que são consideradas exógenas, pois afetam as variáveis do sistema, mas não são afetadas por estas.

O índice de abertura comercial (ABCOM) apresenta relação de causalidade com o PIB agropecuário e o indicador de liquidez referente à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP), e esses indicadores causam ABCOM, em nível de 1% de probabilidade, respectivamente. Verifica-se, portanto, a existência de causalidade bilateral entre abertura comercial e crescimento econômico. Em conjunto, todas as variáveis são importantes para a previsão de ABCOM, em nível de 1% de probabilidade.

Em relação à análise de exogeneidade, percebe-se que o índice de abertura comercial pode ser considerado endógeno, em nível de probabilidade de 1%. Novamente, esse resultado recai sobre a questão da obtenção de resultados inesperados, uma vez que se está trabalhando com razões e não apenas com variáveis isoladamente. Esperava-se que, considerando que ABCOM é um indicador composto por exportações e importações agropecuárias, este índice se apresentasse exógeno.

A partir desse resultado, observa-se que a variação do crescimento agropecuário, que tem como *proxy* a variação do PIB agropecuário, é importante para a previsão da variação em ABCOM. Segundo Dollar e Kraay (2001) e Konya (2002), o próprio crescimento econômico induz alterações no volume de comércio internacional, por criar vantagens comparativas em certas áreas, levando à maior especialização e facilitando as exportações. Para Hatemi-J (2002), o crescimento econômico tem impacto positivo no crescimento da produtividade dos fatores e na redução dos custos unitários e pode ser um estímulo para as exportações.

Em contextualização acerca do assunto, Alesina et al. (2004) afirmam que o nível de abertura comercial depende do tamanho dos países, muitas vezes identificado pelo nível de renda *per capita* destes, o que determina a endogeneidade do índice de abertura comercial. Esses autores admitem ainda que tendem a coexistir ambas as direções de causalidade entre abertura e dimensão do mercado dos países.

O problema da endogeneidade do nível de comércio internacional é retratado no trabalho de Frankel e Romer (1999). Esses autores afirmam que o problema central da estimação dos efeitos da abertura comercial sobre o nível de renda é a endogeneidade da parcela de comércio, uma vez que as políticas comerciais aplicadas à liberalização comercial podem estar ligadas a políticas fiscais e monetárias, que são possivelmente afetadas pelo nível de renda de um país.

Em síntese, por meio do teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*, detectou-se que os indicadores de abertura comercial e liquidez externa, em geral, são significativos determinantes do crescimento do setor agropecuário. Por meio deste teste, foi possível ainda estabelecer as relações entre os indicadores de abertura comercial e liquidez externa e o crescimento agropecuário, além de identificar as relações entre os índices de abertura comercial e liquidez externa, especificamente. A determinação do relacionamento entre as variáveis tem importante contribuição na construção do modelo VAR Estrutural, cujos resultados são descritos na próxima seção.

4.3. Efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário

Os efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário são estimados com a utilização do modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) Estrutural. Para a estimação deste modelo, procedeu-se inicialmente à

construção da matriz de relações contemporâneas, baseando-se, principalmente, na teoria que sustenta este estudo e nos resultados do teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests*. É válido lembrar que a incorporação direta da teoria ao modelo de análise é o diferencial dos modelos VAR Estrutural.

A determinação dos coeficientes a serem estimados baseou-se no fundamento teórico e nos resultados do teste de causalidade de Granger, tendo o primeiro apresentado maior importância. Ao final do processo de formulação do modelo VAR Estrutural, foi construída a matriz de relações contemporâneas, apresentada na Tabela 8. Os sinais dos coeficientes já foram modificados, a fim de facilitar a interpretação dos resultados.

Tabela 8 - Matriz de relações contemporâneas do modelo VAR Estrutural

Efeito de → Sobre ↓	ABCOM	RESIMP	DIVEXP	RESDIV	DIVPIB	PIB Agro
ABCOM	1	-0,1810* (- 1,78)	-	-	-	-
RESIMP	- 0,3378***	1	-	1,7555*** (7,49)	-	-
DIVEXP	(-3,96)	- 0,0033 (-0,039)	1	-	-	-
RESDIV	-	-	- 0,2260* (-1,72)	1	-	-
DIVPIB	0,7147*** (13,47)	0,0973*** (2,74)	0,7652*** (10,63)	-	1	-
PIB Agro	0,3641* (1,89)	-0,1062 (-1,12)	0,3879* (1,73)	0,4868** (2,13)	- 1,3389*** (- 5,81)	1

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Os termos entre parênteses referem-se às estatísticas do teste “t” de Student; ***Significativo em 1% de probabilidade; **Significativo em 5% de probabilidade; * Significativo em 10% de probabilidade.

Considerando que o modelo é superidentificado, uma vez que foram impostas restrições adicionais⁵³, procede-se ao teste LR para verificação da significância dessas restrições complementares. O teste LR, com dois graus de liberdade, foi estatisticamente

⁵³ A partir da descrição do modelo AB, observada na seção 3.3. da metodologia, as restrições mínimas para a identificação do modelo são iguais a $2k^2 - k - \frac{k(k+1)}{2}$. Considerando que, no presente caso,

k é igual a seis variáveis, as restrições mínimas a serem impostas deveriam ser de 45, sendo que na realidade foram definidas 47 restrições, 17 referentes à matriz A e 30 à matriz B, o que define o modelo como superidentificado. Assim, aplicou-se o teste LR, que apresentou *prob* de 0,04, sinalizando para a significância estatística destas duas restrições adicionais.

significativo em nível de 5% de probabilidade, o que justifica a incorporação das duas restrições complementares ao modelo de análise.

Observa-se que o efeito do índice de liquidez referente à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) sobre o índice de abertura comercial (ABCOM) é negativo e estatisticamente significativo, em nível de 10% de probabilidade. Em média, verifica-se que, se houver aumento de 10% em RESIMP, espera-se um impacto negativo em ABCOM da ordem de 1,81%.

O efeito negativo do aumento da liquidez, representado pela variação positiva do índice RESIMP, sobre a abertura comercial pode ser justificado, visto que, partindo-se do pressuposto de que o aumento da liquidez externa conduz ao crescimento agropecuário, mantidos constantes os valores das exportações e importações do setor, poderia se esperar um impacto negativo sobre o índice de abertura comercial (ABCOM), dado que esse indicador tem o PIB agropecuário como denominador.

Além do mais, o aumento da liquidez aumenta a flexibilização para a importação, que pode ser ainda encorajada pela apreciação da moeda nacional, e tem efeito desestimulante para as exportações, com conseqüente efeito negativo sobre o índice de abertura comercial⁵⁴. Em consonância com esse pressuposto, Delgado e Conceição (2005) afirmam que, nos anos 1990, o mercado aberto privilegiou a importação de *commodities* agrícolas, sob os regimes de redução ou isenção de barreiras tarifárias, câmbio sobrevalorizado e liquidez externa abundante. Essa orientação dominou toda a cadeia de preços internos, pressionando a queda dos preços, com efeitos negativos sobre a produção e emprego rurais e, conseqüentemente, sobre as exportações.

Gourlarti Filho (2002) afirma que, ainda na década de 1990, o governo, para intervir no mercado cambial e manter o dólar sobrevalorizado, mantinha altas taxas de juros, com o intuito de atrair capital externo e estimular o acúmulo de reservas⁵⁵. De acordo com esse autor, o acúmulo de reservas foi essencial para o financiamento das importações, que, a partir de 1995, foram estimuladas em conseqüência da sobrevalorização e da redução das alíquotas de importação.

⁵⁴ Isso ocorre porque as exportações respondem pela maior parcela do índice de abertura comercial e o crescimento do intercâmbio comercial entre os anos de 1990 e 2007 foi, sobretudo, determinado pelo aumento das exportações agropecuárias.

⁵⁵ Segundo Gourlarti Filho (2002), o principal motivo para a manutenção do câmbio sobrevalorizado era a manutenção dos preços em níveis baixos, uma vez que a desvalorização cambial reverte as expectativas de estabilização nos preços e provoca a volta da inflação.

A variação do indicador de liquidez representado pela razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV) apresentou efeito positivo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de probabilidade, sobre o índice referente à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP). Em média, para um aumento de 10% em RESDIV espera-se um aumento de 17,6% em RESIMP. Esse comportamento pode ser comprovado pelo fato de que ambas as variáveis representam indicadores de liquidez externa brasileira, cuja variação positiva desdobra-se em melhoria da condição financeira nacional frente ao mercado externo.

O aumento da abertura comercial, representado pela variação positiva em ABCOM, tem efeito negativo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de probabilidade, sobre o índice de liquidez referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP). No período em análise, constata-se que um aumento em ABCOM de 10% deve provocar redução em DIVEXP de 3,4%, ou seja, um aumento da inserção brasileira no comércio internacional de produtos agropecuários conduz ao aumento da oferta de divisas e à redução da vulnerabilidade financeira brasileira, medida por meio da variação positiva em DIVEXP.

Essa constatação é procedente, uma vez que se verificou, no período de 1990 a 2007, aumento considerável das exportações agropecuárias em face das importações, representadas pelas taxas de crescimento anual de 12% e 3%, respectivamente, conforme apresentado na Tabela 2A, do Anexo A. Assim, no período, foi possível registrar superávits na balança comercial agropecuária, capazes de aumentar a oferta de divisas e reduzir o risco da dívida externa.

Segundo Menezes e Pinheiro (2005) e Carvalho e Silva (2006), as divisas geradas pelo superávit comercial do setor agropecuário reduzem a dependência brasileira diante do capital externo, o que contribui para redução da vulnerabilidade financeira concomitantemente ao aumento da liquidez externa do Brasil.

O efeito da variação do indicador de liquidez, referente à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP), sobre o índice de liquidez, cuja variação positiva representa aumento da fragilidade externa brasileira, referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), apresenta-se negativo, porém não estatisticamente significativo. A relação inversa entre RESIMP e DIVEXP é procedente, uma vez que um aumento da liquidez externa, representada pelo aumento da razão entre reservas internacionais sobre importações agropecuárias

(RESIMP), deve ter impacto negativo sobre o indicador de vulnerabilidade externa, representado pela razão entre dívida externa e exportações agropecuárias (DIVEXP).

Em trabalho sobre o tema, Detragiache e Spilimbergo (2001) afirmam que as medidas de liquidez externa devem ser significativas e negativamente correlacionadas com a crise externa. Segundo esses autores, um menor nível de liquidez externa dificulta o pagamento da dívida, uma vez que as implicações políticas subsequentes desencorajam o influxo de capital, no curto prazo, e evitam a prevenção contra a crise financeira externa.

O aumento da vulnerabilidade externa, representado pela variação positiva no índice referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), tem efeito negativo e estatisticamente significativo, em nível de 10% de probabilidade, sobre o indicador de liquidez, representado pela razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV). Verifica-se que uma redução de 10% em DIVEXP deve provocar aumento em RESDIV de 2,3%. Esse resultado é condizente com a realidade do estudo, uma vez que DIVEXP, por ser um indicador cujo aumento representa intensificação da vulnerabilidade externa brasileira, pode ser inversamente correlacionado com o índice RESDIV, cuja variação positiva representa aumento da liquidez e redução da vulnerabilidade externa brasileira.

Esse comportamento pode ser visualizado pela evolução anual dos indicadores que representam liquidez externa e daqueles que representam vulnerabilidade externa, no período de 1990 a 2007, conforme apresentado na Tabela 3A, do Anexo A. Nesse período, observa-se redução da condição de fragilidade externa, que foi acompanhada pelo aumento da liquidez externa brasileira; assim, verifica-se que o aumento da liquidez foi favorecido pela ocorrência de superávits em transações correntes e não por meio de empréstimos internacionais, os quais podem contribuir para o aumento da dívida externa e da fragilidade externa brasileira.

No período de 1990 ao primeiro trimestre de 2008, o aumento da abertura comercial teve efeito positivo e estatisticamente significativo sobre o indicador de liquidez representado pela razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB). Em média, um aumento de 10% em ABCOM conduziria a um aumento em DIVPIB de aproximadamente 7%. Esperava-se, entretanto, um efeito negativo, em virtude de, no período em análise, o aumento no indicador de abertura comercial (ABCOM) ter sido conduzido pelo aumento significativo das exportações, que, por aumentar a entrada de divisas, tem impacto negativo sobre o aumento da dívida externa brasileira.

Por outro lado, a relação positiva entre ABCOM e DIVPIB pode ser justificada considerando-se que o aumento das exportações brasileiras foi financiado por forte investimento proveniente de empréstimos internacionais, os quais contribuíram para o aumento do montante da dívida e não incentivaram o crescimento agropecuário de modo suficiente para compensar o aumento do endividamento.

Dando embasamento a esse pressuposto, Clements et al. (2003) sugerem que o endividamento externo tem impacto positivo no investimento e no crescimento até um certo limite, além do qual o seu impacto passa a ser negativo. O limite é determinado, uma vez que a intensificação do endividamento para além de suas fronteiras pode ser acompanhada por desestímulo ao nível de investimento⁵⁶, o qual, por sua vez, incorre em efeitos negativos sobre o crescimento.

O coeficiente que representa o efeito da variação da razão entre as reservas internacionais e as importações (RESIMP) sobre o indicador de liquidez representado pela razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB) apresenta-se positivo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de probabilidade. Em média, um aumento de 10% em RESIMP poderá provocar aumento em DIVPIB de aproximadamente 1%. O efeito positivo encontrado é contrário ao pressuposto de análise, visto que um aumento da liquidez externa brasileira, resultante do aumento no indicador RESIMP, deveria provocar redução no indicador DIVPIB, cuja variação positiva pode representar aumento da vulnerabilidade externa brasileira.

No entanto, esse resultado pode ser justificado se o aumento das reservas internacionais, que compõem o indicador RESIMP, for destinado apenas ao acúmulo de reservas e não apresentar nenhum impacto direto sobre a redução da vulnerabilidade externa, representada pela redução em DIVPIB. Esse cenário configurou-se, no Brasil, na segunda metade da década de 1990, quando, em virtude da política econômica restritiva de estabilização dos preços, alicerçada sobre o câmbio apreciado e altas taxas de juros, observou-se crescimento da dívida externa e do estoque de reservas internacionais (BACEN, 2008).

Resende e Amado (2007), em análise sobre o assunto, afirmam que, durante os primeiros anos do Plano Real, o acúmulo de reservas implicou ampliação da dívida externa, devido à incapacidade do sistema financeiro nacional de suprir a economia doméstica de financiamento de longo prazo, levando à captação de recursos

⁵⁶ O desestímulo ao investimento é proveniente do aumento da incerteza em relação às ações e políticas governamentais em face do pagamento da dívida, ou seja, da iminência de crise econômica.

provenientes de situações favoráveis da oferta de liquidez internacional. Assim, nos períodos de elevada liquidez mundial, as economias periféricas⁵⁷ absorvem recursos externos necessários para seu crescimento, apresentando déficits em conta corrente e elevação do passivo externo líquido; esses últimos efeitos, que são capazes de aumentar o risco de dívida externa, podem ser, contudo, camuflados, à medida que a absorção de liquidez mundial pode implicar acúmulo de reservas e estimular o crescimento econômico.

O aumento da vulnerabilidade externa representado pela variação positiva no índice referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) tem efeito positivo e estatisticamente significativo, em nível de 1% de probabilidade, sobre o índice de liquidez representado pela razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB). Observa-se que, se DIVEXP aumentar em 10%, deve ocorrer aumento de 7,7% em DIVPIB. Esse resultado é consistente com a realidade do estudo, pois a variação positiva em ambos os indicadores implica o aumento da vulnerabilidade brasileira, diante do mercado internacional. Além do mais, no período de 2000 a 2007 foi verificado decréscimo anual em ambos os indicadores de vulnerabilidade externa, decorrente, sobretudo, do decréscimo da dívida externa brasileira.

Por fim, a última linha da matriz de relações contemporâneas deve receber uma atenção especial, visto que apresenta os efeitos diretos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário no período de 1990 ao primeiro trimestre de 2008. Verifica-se que, nesse período, a abertura comercial (ABCOM) exerceu impacto positivo e estatisticamente significativo, em nível de 10% de probabilidade, no crescimento agropecuário, representado pela variação do PIB desse setor. Observa-se que, se o índice de abertura comercial aumentar em 10%, o crescimento econômico agropecuário deverá aumentar em 3,6%. Esse resultado é condizente com o fundamento teórico e com a hipótese inicial deste estudo.

Considerando que a intensificação da abertura comercial do setor agropecuário brasileiro foi impulsionada pelo maior crescimento das exportações em face das importações do setor, corrobora-se o efeito positivo da abertura comercial sobre o crescimento do setor agropecuário. Conforme discutido por outros autores, como Dollar e Kraay (2001), Gonçalves (2004), Fuscaldi e Oliveira (2005), Menezes e Pinheiro (2005), Andrade et al. (2005) e Nakhodo e Jank (2006), diversos fatores, como a

⁵⁷ Os países periféricos, ou em desenvolvimento, aos quais o trabalho de Resende e Amado (2007) faz referência são Brasil, México e Argentina.

desvalorização cambial, o aumento da demanda externa por produtos agropecuários, o investimento em tecnologia no setor e a estabilidade da taxa de inflação, podem ter contribuído para que a abertura comercial tivesse impactos positivos sobre o crescimento do setor agropecuário.

Segundo Dollar e Kraay (2001), o impacto da abertura comercial sobre o crescimento de economias abertas está relacionado com atividades de reformas econômicas de grande alcance, que abrangem as trocas comerciais e outras áreas, incluindo a estabilização da inflação e o controle fiscal, e a confluência de todas essas reformas foi responsável pelo crescimento dessas economias. Em trabalho acerca do assunto, Wacziarg e Welch (2003) verificaram que, em países nos quais não foi identificado efeito da abertura comercial sobre o crescimento, é possível detectar a experiência de instabilidade política e a existência de políticas macroeconômicas restritivas, que contrariam as reformas comerciais, a fim de proteger os setores domésticos.

O aumento da liquidez externa, representado pela variação positiva no índice referente à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP), tem efeito negativo, porém não estatisticamente significativo, sobre o crescimento econômico agropecuário, o que não é condizente com a hipótese inicial deste estudo. O efeito positivo era previsto ao se observar que, entre os anos de 1990 e 2007, foi verificado crescimento positivo do índice RESIMP e do PIB agropecuário, que cresceram às taxas anuais de 7% e 3%, respectivamente, conforme apresentado nas Tabelas 1A e 3A, no Anexo A.

Tal comportamento, entretanto, pode ocorrer em uma situação em que a entrada de capital externo for destinada ao acúmulo de reservas, em vez de ser designada ao investimento em setores produtivos e ao crescimento da economia real, representado pelo crescimento do PIB agropecuário, por exemplo. É válido ressaltar que o acúmulo de reservas vem sendo praticado pelos países em desenvolvimento como forma de proteção contra crises financeiras externas, que determinam oscilações da taxa de câmbio e do nível de comércio entre os países.

Assim, a geração de divisas, proveniente de saldos positivos da balança comercial agropecuária, pode ser destinada ao acúmulo de reservas⁵⁸ em vez de contribuir para o crescimento real do setor agropecuário. Em contextualização acerca do

⁵⁸ O acúmulo de reservas pode ser uma segurança contra oscilações da taxa de câmbio que determinam a abertura comercial e o nível de comércio (GOURLARTI FILHO, 2002).

assunto, Klein (2003), partindo do pressuposto de que o impacto da abertura de capital depende do nível de renda dos países, afirma que os países pobres⁵⁹ não têm infraestrutura regulatória e política necessárias para transformar a entrada de capital em recursos produtivos da economia. Segundo Edison et al. (2002), a relação entre liberalização financeira e crescimento econômico depende do nível de desenvolvimento econômico, educacional, financeiro, desenvolvimento do sistema legal, corrupção do governo e políticas macroeconômicas.

A variação da razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) tem efeito positivo e estatisticamente significativo, em nível de 10%, sobre o crescimento do setor agropecuário. A mudança de 10% em DIVEXP deve provocar uma variação, no mesmo sentido, no PIB agropecuário de 3,9%. Esse resultado é contrário ao esperado, uma vez que o aumento da vulnerabilidade externa brasileira deve ter impacto negativo sobre o crescimento econômico agropecuário. Esperava-se ainda que o efeito se apresentasse negativo, uma vez que entre os anos de 1990 e 2007 verificou-se crescimento negativo do indicador DIVEXP da ordem de 7% ao ano, ao passo que o PIB agropecuário apresentou crescimento positivo de 3% ao ano, conforme apresentado pelas Tabelas 1A e 3A, no Anexo A.

Ao se considerar a dívida como sinônimo de empréstimos externos para o financiamento de investimentos produtivos, pode-se inferir que um aumento do investimento, e conseqüente endividamento, pode impulsionar o crescimento do setor agropecuário.

Em discussão acerca do assunto, Patillo et al. (2002) indicam que diversos modelos teóricos predizem que níveis razoáveis de endividamento podem provocar efeito positivo sobre o crescimento. Nos modelos tradicionais neoclássicos, a mobilidade de capitais, ou a capacidade de um país de contrair e conceder empréstimos, induz ao aumento do crescimento. Assim, verifica-se que, em alguns países, o endividamento externo foi originalmente destinado a financiar as oportunidades de investimento nacional. No entanto, as más políticas e o contínuo endividamento, em face das negativas condições externas, podem fazer com que o empréstimo externo não contribua para o crescimento.

A melhoria na condição de liquidez externa, representada pela variação positiva no índice referente à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV),

⁵⁹ A divisão entre os países pobres, de renda média, e ricos é baseada em percentis de renda média referentes aos países em análise.

tem efeito positivo e estatisticamente significativo, em nível de 5%, sobre o crescimento agropecuário. Se RESDIV aumentar em 10%, o crescimento do setor agropecuário deve ser de 4,9%. Essa implicação é consistente com a conjectura de análise, uma vez que o aumento da liquidez externa, representado pela variação positiva em RESIMP, deve ter impacto positivo sobre o crescimento econômico agropecuário.

Esse comportamento pode ser justificado, uma vez que, no período de análise, verificou-se crescimento anual da liquidez externa brasileira, ao passo que o PIB agropecuário cresceu a taxas positivas (SECEX/MDIC, 2008; IBGE, 2008). Segundo Barbosa Filho (2001), mudanças nas condições financeiras nacionais têm sido um dos principais determinantes das mudanças na taxa de crescimento econômico brasileiro.

Para Holland e Vieira (2005), um aumento da liquidez externa pode ter impacto significativo sobre o crescimento econômico dos países latino-americanos ao longo do tempo, o que ocorre devido ao fato de que o aumento da liquidez possibilita que os países equilibrem suas contas do Balanço de Pagamentos e usufruam de crescimento de suas economias.

Por último, a variação no índice de liquidez referente à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB) apresenta efeito negativo sobre o crescimento econômico agropecuário, em nível de probabilidade de 1%. A mudança de 10% em DIVPIB deve provocar redução no PIB agropecuário de 13,4%. Essa constatação é evidente, visto que variação positiva em DIVPIB implica aumento da vulnerabilidade externa, o que tem impacto negativo sobre o crescimento agropecuário. Entre os anos de 2000 e 2007, essa constatação pode ser comprovada pelo crescimento do setor agropecuário à taxa anual de 2%, seguido pela redução da vulnerabilidade externa, ilustrada pelo decréscimo de 14% ao ano, em DIVPIB, conforme apresentado pelas Tabelas 1A e 3A, no Anexo A.

Em síntese, verifica-se que os efeitos de indicadores de abertura comercial e liquidez externa sobre o crescimento econômico são, em geral, significativos e podem explicitar parte do contexto externo sob o qual o crescimento agropecuário é determinado. É válido ressaltar que muitos desses efeitos sofrem a influência de outros fatores políticos e econômicos, determinados em diferentes períodos de tempo, que ajudam a estabelecer as relações entre os indicadores de abertura externa e o crescimento econômico. Em específico, no período de 1990 ao primeiro trimestre de 2008, nota-se claramente a diferença do cenário político e econômico brasileiro entre a

década de 1990 e o período recente, de 2000 a 2008 (primeiro trimestre), que pode justificar alguns dos impactos verificados.

É importante ressaltar ainda que, diante da distinção entre a década de 1990 e o período de 2000 ao primeiro trimestre de 2008, testou-se a presença de quebra estrutural, por meio da inclusão de uma variável *dummy*, a partir do primeiro trimestre de 2000, capaz de captar a mudança na estrutura política e econômica entre os dois períodos referenciados. Aplicaram-se os procedimentos formais para a inclusão da *dummy*, mas, após a estimação do modelo VAR⁶⁰, esta não se apresentou estatisticamente significativa, sinalizando que, embora os subperíodos descritos apresentem características políticas e econômicas distintas, essa distinção não se apresenta estatisticamente significativa e não implica diferenças nos resultados estimados entre os dois períodos.

Assim, verifica-se que, apesar de os resultados estimados não evidenciarem diferenças estatisticamente significativas entre a década de 1990 e o período de 2000 a 2008 (primeiro trimestre), as peculiaridades políticas e econômicas inerentes a cada subperíodo podem justificar alguns dos resultados encontrados, referentes à análise de do período como um todo.

Em alusão à situação atual, a crise financeira internacional, enunciada no segundo semestre de 2008, período não contemplado na análise do presente estudo, ao afetar as cotações internacionais das *commodities* agrícolas, o valor da taxa de câmbio, o nível de oferta e demanda externa e, por conseguinte, o nível de comércio entre os países, pode ter configurado um cenário peculiar capaz de influenciar os efeitos da abertura externa sobre o crescimento do setor agropecuário. Ao determinar a variação no nível de comércio, as condições externas acabam por influenciar o nível de oferta e demanda internas de produtos agropecuários, que têm um impacto subsequente nos preços e na produção desses produtos.

Aliado aos fatores externos e à variação das condições de oferta e demanda e dos preços dos bens agropecuários, fatores internos, como a disponibilidade de crédito e a variação dos custos de produção, podem determinar a variação na produção e nas exportações de produtos agropecuários. Como verificado no cenário atual, a desvalorização da moeda nacional, em consequência da crise financeira externa, é capaz de favorecer as exportações de bens agropecuários, por torná-los mais competitivos no

⁶⁰ A descrição do procedimento aplicado para o teste de significância estatística da quebra estrutural no período designado é apresentada no Apêndice.

mercado internacional, mas ainda pode acarretar o aumento do preço dos insumos importados, gerando efeito negativo sobre os custos de produção do setor.

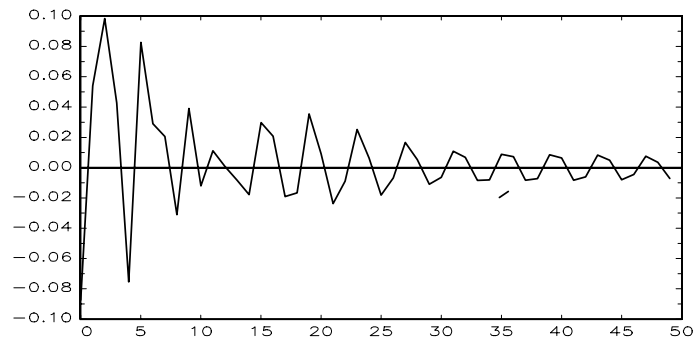
Em continuidade ao estudo, são realizadas as análises de impulso-resposta e a decomposição histórica da variância do erro. Essas ferramentas complementares podem também identificar as implicações da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento agropecuário, além de comprovar os resultados encontrados pelo teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests* e pelo modelo VAR Estrutural.

4.4. Efeitos de choques sobre o crescimento do setor agropecuário

As elasticidades de impulso do modelo VAR Estrutural são apresentadas nas Figuras 12 a 16. Essas elasticidades têm por finalidade avaliar o comportamento isolado das variáveis diante de choque exógeno no modelo. Tal técnica permite a análise da sensibilidade das variáveis a um determinado choque (inovação), permanecendo constantes as demais inovações, além de mostrar o intervalo de tempo necessário para que os efeitos dessa variação sobre a variável considerada se dissipem, bem como a direção, o padrão e a intensidade das respostas aos choques (ALVES, 2002; RESENDE, 2006).

No presente estudo, apresenta-se o efeito de choques dos indicadores de abertura comercial e liquidez externa sobre o crescimento econômico do setor agropecuário, aqui representado pela variação do PIB agropecuário.

O efeito de um choque no indicador de abertura comercial (ABCOM) sobre o crescimento do setor agropecuário é apresentado na Figura 12. Os resultados indicam que o efeito de uma variação no indicador de abertura comercial (ABCOM) apresenta-se expressivo já no segundo trimestre após o choque; uma variação positiva de 10% no índice de abertura comercial provoca, após dois trimestres, uma variação positiva de, aproximadamente, 1% no crescimento agropecuário. Os choques do índice de abertura comercial sobre o PIB agropecuário são significativos até o oitavo trimestre, o que indica que o PIB agropecuário reage rapidamente a variações ocorridas em ABCOM.

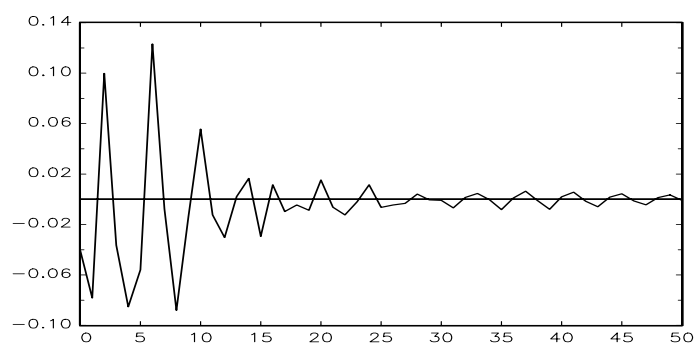


Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 12 – Elasticidade de impulso do índice de abertura comercial (ABCOM) sobre o PIB agropecuário.

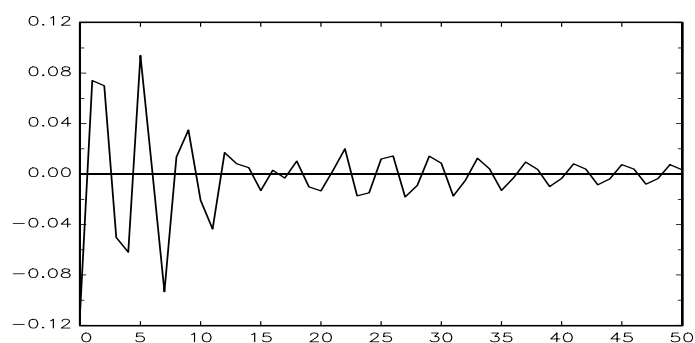
As respostas do PIB agropecuário a choques nos indicadores de liquidez referentes às razões reservas internacionais sobre importações agropecuárias (RESIMP) e dívida externa sobre exportações agropecuárias (DIVEXP) podem ser visualizadas nas Figuras 13 e 14, respectivamente. Em relação ao choque em RESIMP, percebe-se no sexto trimestre após o choque a ocorrência do coeficiente positivo de maior valor, que foi de aproximadamente 0,12. Portanto, dada a variação de 10% em RESIMP, após seis trimestres, verifica-se efeito positivo no PIB agropecuário, da ordem de 1,2%.

No que se refere ao choque em DIVEXP, observa-se, na Figura 14, que o maior efeito negativo é registrado no sétimo trimestre, no qual uma variação de 10% na razão dívida externa sobre exportações agropecuárias (DIVEXP) provoca efeito negativo de aproximadamente 0,9% no PIB agropecuário. Em ambos os casos, ou seja, nos choques provenientes de RESIMP e DIVEXP, verifica-se que a resposta do PIB agropecuário torna-se menos evidente a partir do décimo segundo trimestre, bem como depreende-se que inovações iniciais nesses indicadores de liquidez provocam efeitos mais significativos no crescimento econômico.



Fonte: Dados da pesquisa.

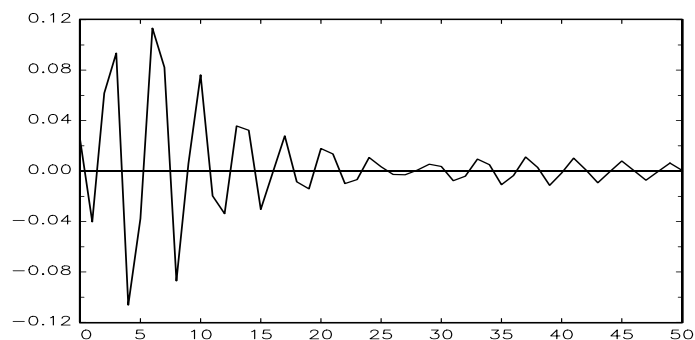
Figura 13 – Elasticidade de impulso do índice de liquidez: razão entre reservas internacionais e importações agropecuárias (RESIMP), sobre o PIB agropecuário.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 14 – Elasticidade de impulso do índice de liquidez: razão entre dívida externa e exportações agropecuárias (DIVEXP), sobre o PIB agropecuário.

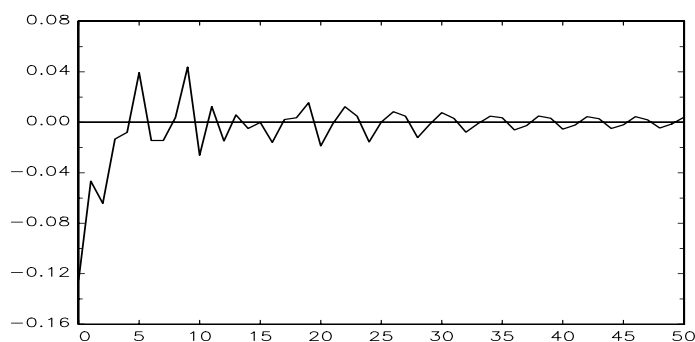
Quanto ao efeito de um choque no indicador de liquidez externa referente à razão entre reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV) no crescimento agropecuário, ele pode ser visualizado na Figura 15. Verifica-se que o maior efeito positivo é observado no sexto período, em que o aumento de 10% em RESDIV provoca aumento no PIB agropecuário da ordem de 1,1%. Em relação a essa variável, observa-se que os choques se dissipam também por volta do décimo segundo trimestre.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 15 – Elasticidade de impulso do índice de liquidez: razão entre reservas internacionais e dívida externa (RESDIV), sobre o PIB agropecuário.

A resposta do crescimento agropecuário a um choque no indicador de liquidez referente à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB) pode ser observada na Figura 16. Já no trimestre inicial após o choque, verifica-se o maior efeito negativo, no qual uma variação de 10% em DIVPIB acarreta variação negativa no PIB agropecuário, da ordem de 1,2%. Entretanto, a velocidade de resposta do crescimento agropecuário a um choque em DIVPIB é maior, entre todas as demais variáveis, demonstrando que o PIB agropecuário responde rapidamente a uma inovação em DIVPIB e que o efeito dessa inovação torna-se menos evidente a partir do terceiro trimestre.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 16 – Elasticidade de impulso do índice de liquidez: razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), sobre o PIB agropecuário.

Pode-se inferir que os indicadores de abertura comercial e liquidez externa supracitados, embora não induzam a respostas elevadas no crescimento agropecuário, são relevantes para explicar a variação do crescimento do setor agropecuário e que o

crescimento agropecuário responde mais rapidamente a variações no indicador referente à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB). Esse resultado corrobora aqueles obtidos pelo modelo VAR Estrutural, que apresenta o expressivo efeito de DIVPIB sobre o crescimento agropecuário.

4.5. Decomposição histórica da variância dos erros de previsão

Com o intuito de especificar a proporção dos movimentos gerados em uma variável em decorrência de choques exógenos em si mesma e nas demais variáveis ao longo do tempo, é efetuada a estimação da decomposição da variância dos erros de previsão. Essa técnica, segundo Alves e Bacchi (2004) e Resende (2006), permite avaliar o poder explanatório de cada variável sobre as demais, disponibilizando informações a respeito da importância relativa das alterações nas variáveis sobre uma determinada variável do modelo. As Tabelas 9 a 14 apresentam a referida decomposição para o PIB agropecuário, o índice de abertura comercial (ABCOM) e os indicadores de liquidez: razão entre reservas internacionais e importações agropecuárias (RESIMP), razão entre dívida externa e exportações agropecuárias (DIVEXP), razão entre reservas internacionais e dívida externa (RESDIV) e razão entre dívida externa e PIB agropecuário (DIVPIB), respectivamente.

Observa-se, na Tabela 9, que até o oitavo trimestre o PIB agropecuário responde pela maior parcela de seus próprios erros de previsão; no primeiro trimestre essa parcela representa 45% da sua variação, mas esse percentual se reduz gradativamente, chegando a quase 19% no décimo segundo período. O índice de liquidez, representado pela razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB), nos trimestres iniciais também responde por grande parcela da variância do erro de previsão do PIB agropecuário, que corresponde a cerca de 23% e 20% no primeiro e segundo trimestres, respectivamente. Esse resultado corrobora os anteriores e reforça a evidência de que DIVPIB tem significativo efeito sobre o crescimento do setor agropecuário, principalmente em períodos iniciais após o choque nesse indicador de vulnerabilidade externa.

Tabela 9 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão de PIB agropecuário

Trimestres	ABCOM	RESIMP	DIVEXP	RESDIV	DIVPIB	PIB Agro
1	11,1	2,3	17,6	0,9	22,8	45,2
2	11,8	8,6	19,5	2,5	19,8	37,8
4	15,3	13,2	17,3	10,2	15,3	28,7
6	16,8	14,3	18,3	13,4	11,5	25,7
8	14,3	17,8	18,4	18,8	9,6	21,1
10	14,1	19,3	17,5	20,1	9,6	19,5
12	13,5	19,5	17,5	21,3	9,4	18,8

Fonte: Dados da pesquisa.

Na Tabela 9, observa-se que no sexto trimestre todas as variáveis explicam determinada parcela da decomposição da variância do crescimento do PIB agropecuário, o que sinaliza que todos os indicadores são bons determinantes externos do crescimento agropecuário. Esse resultado é uma aplicação direta da teoria da Contabilidade Nacional e do Balanço de Pagamentos.

Verifica-se, ainda na Tabela 9, que os índices de liquidez referentes à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV) e à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) aumentam seu poder de explicação da variação do crescimento agropecuário a partir do oitavo trimestre e respondem, no décimo segundo período, por cerca de 21% e 20%, respectivamente, da variância do erro de previsão do PIB agropecuário. Esse resultado confirma aqueles encontrados na estimação do modelo VAR Estrutural, uma vez que a relação contemporânea, que mede o efeito do índice de liquidez RESDIV sobre o PIB agropecuário, se apresenta estatisticamente significativa, indicando efeito expressivo deste indicador de liquidez sobre o crescimento do setor agropecuário. De modo similar à análise de impulso-resposta, a importância do índice de liquidez RESIMP na explicação da variação no crescimento agropecuário pode ser confirmada pelo teste de causalidade de Granger, que aponta a importância de RESIMP para a previsão do PIB agropecuário.

Na Tabela 10 encontra a referida decomposição para o índice de abertura comercial (ABCOM). Observa-se que a maior parcela da variância do erro de previsão de ABCOM é decorrente de choques próprios, e no primeiro trimestre este indicador absorve 94% da sua própria variância do erro; essa participação se reduz gradativamente, até chegar a cerca de 42% no décimo segundo trimestre. Verifica-se, assim, relativa independência do índice de abertura comercial em relação às demais

variáveis. Tal resultado é justificável, uma vez que o nível de abertura comercial depende de outras variáveis que não estão descritas explicitamente no modelo, como condições de oferta e demanda internacional, política cambial, nível de investimento no setor, entre outras.

Tabela 10 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão do índice de abertura comercial (ABCOM)

Trimestres	ABCOM	RESIMP	DIVEXP	RESDIV	DIVPIB	PIB Agro
1	94,0	3,0	0,22	2,8	0,0	0,0
2	69,4	12,0	2,6	6,6	3,5	5,9
4	56,1	13,0	8,5	11,3	2,4	8,9
6	53,4	10,5	7,2	12,6	6,9	9,4
8	46,6	14,4	10,9	12,8	7,2	8,0
10	43,5	15,5	12,4	12,3	8,8	7,4
12	42,3	15,7	14,0	12,0	8,6	7,4

Fonte: Dados da pesquisa.

Dada a relativa independência do índice de abertura comercial em relação às demais variáveis do modelo, tem-se a justificativa para a exogeneidade de ABCOM, conforme sugerido pela teoria econômica subjacente ao estudo. Esse preceito é proposto por Enders (1995), ao afirmar que a análise da decomposição da variância do erro permite extrair conclusões acerca da endogeneidade/exogeneidade de variáveis dentro de um sistema.

Na Tabela 11 é apresentada a decomposição da variância dos erros para o indicador de liquidez representado pela razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP). Verifica-se que, ao longo dos doze trimestres, a maior parte da sua variância é decorrente de choques próprios e de choques no indicador referentes à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV). No décimo segundo trimestre, a parcela da variância de RESIMP explicada por choques próprios e por choques em RESDIV é de quase 44% e 34%, respectivamente. A significativa participação de RESDIV na explicação da variação no índice de liquidez RESIMP é comprovada pelos resultados do teste de causalidade de Granger, os quais revelam que RESDIV causa, no sentido de Granger, RESIMP; e pelo modelo VAR Estrutural, uma vez que a relação contemporânea que mede o efeito do índice de liquidez RESDIV sobre RESIMP é estatisticamente significativa, indicando uma relação expressiva entre esses dois indicadores de liquidez.

Tabela 11 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão do indicador de liquidez: razão entre reservas internacionais e importações agropecuárias (RESIMP)

Trimestres	ABCOM	RESIMP	DIVEXP	RESDIV	DIVPIB	PIB Agro
1	0,9	49,5	3,6	46,0	0,0	0,0
2	1,31	48,2	3,4	45,4	1,6	0,1
4	1,4	45,7	6,1	39,3	6,0	1,4
6	2,3	47,3	5,7	36,8	6,1	1,7
8	2,9	45,4	5,4	36,0	7,3	3,0
10	3,7	44,9	6,6	34,7	7,0	3,0
12	3,8	44,4	7,0	34,2	6,9	3,6

Fonte: Dados da pesquisa.

Conforme apresentado na Tabela 12, a variância do erro de previsão do índice de liquidez representado pela razão entre dívida externa e exportações agropecuárias (DIVEXP) é, inicialmente, explicada por choques próprios, que representam cerca de 79% da variação em DIVEXP. Contudo, ao longo do período considerado, essa participação se reduz e o índice de abertura comercial passa a apresentar importante poder de explicação da variação do erro de DIVEXP, que chega, no décimo segundo trimestre, a quase 28%. Esse resultado suporta aquele obtido por meio da estimação do modelo VAR Estrutural, uma vez que o efeito da abertura comercial sobre a razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP) apresentou-se estatisticamente significativo, indicando uma relação expressiva entre os indicadores de abertura comercial e liquidez externa (DIVEXP). Essa relação ainda pode ser corroborada pela teoria da Contabilidade Nacional/Balanco de Pagamentos, a qual prediz que a variação do saldo das transações correntes decorrente, principalmente, de variações nas exportações e importações de bens e serviços determina a direção dos empréstimos internacionais e a variação da dívida externa.

Tabela 12 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão do indicador de liquidez: razão entre dívida externa e exportações agropecuárias (DIVEXP)

Trimestres	ABCOM	RESIMP	DIVEXP	RESDIV	DIVPIB	PIB Agro
1	20,0	0,6	78,9	0,5	0,0	0,0
2	19,4	0,6	77,4	1,8	0,7	0,1
4	24,0	0,8	67,1	4,5	0,7	2,8
6	25,8	4,0	54,3	8,1	5,2	2,5
8	27,5	3,9	50,1	9,7	6,4	2,5
10	26,3	5,2	47,6	11,4	7,0	2,5
12	27,6	5,1	45,6	12,2	6,9	2,7

Fonte: Dados da pesquisa.

A decomposição da variância do erro para o indicador de liquidez referente à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV) pode ser visualizada na Tabela 13. Para todo o período, observa-se que maior parcela da variação em RESDIV é explicada por choques próprios, embora esta parcela apresente decréscimo, ilustrado pela redução de 91% a 52%, do primeiro ao décimo segundo trimestre. À medida que decresce a participação de RESDIV em sua própria decomposição da variância, aumenta a participação dos indicadores de liquidez representados pela razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e pela razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), e esses responderam, no décimo segundo trimestre, por, respectivamente, 17% e 14% da variância do erro de RESDIV. Esse resultado corrobora a evidência de que determinados indicadores de liquidez externa apresentam forte relação entre si, além de comprovar o pressuposto teórico de que, mantidas as demais variáveis constantes, há forte relação entre variação das reservas internacionais e variação da dívida externa.

Tabela 13 – Decomposição histórica da variância do erro de previsão do indicador de liquidez: razão entre reservas internacionais e dívida externa (RESDIV)

Trimestres	ABCOM	RESIMP	DIVEXP	RESDIV	DIVPIB	PIB Agro
1	1,8	0,05	7,1	91,0	0,0	0,0
2	4,7	1,5	5,6	83,3	4,8	0,0
4	5,7	14,3	12,3	61,8	4,8	1,1
6	5,4	13,3	14,7	58,2	4,9	3,5
8	5,2	15,4	13,5	56,0	4,7	5,2
10	5,7	17,2	13,1	53,3	4,9	5,9
12	5,7	16,9	13,8	52,1	5,0	6,6

Fonte: Dados da pesquisa.

Por fim, a decomposição da variância do erro do indicador de liquidez referente à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário (DIVPIB) é apresentada na Tabela 14. Observa-se que, em todos os períodos, a maior parcela da variância de DIVPIB é explicada pelo índice referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), sendo esta parcela de quase 42% no primeiro trimestre. Esse resultado corrobora aqueles encontrados pelo teste de causalidade de Granger e pelo VAR Estrutural, nos quais se verifica que DIVEXP é um bom indicador da previsão de DIVPIB e apresenta efeito significativo sobre a variação desta última variável. Nos períodos subsequentes, observa-se aumento da participação dos indicadores referentes à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP) e à

razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), os quais, no décimo segundo trimestre, respondem conjuntamente por cerca de 41% da variância do erro de previsão em DIVPIB. Esses resultados acrescentam-se à evidência de que há forte relação entre alguns dos indicadores de liquidez externa.

Tabela 14 – Decomposição histórica do erro de previsão do indicador de liquidez: razão entre dívida externa e PIB agropecuário (DIVPIB)

Trimestres	ABCOM	RESIMP	DIVEXP	RESDIV	DIVPIB	PIB Agro
1	33,8	0,0	41,9	0,0	24,3	0,0
2	27,7	4,2	40,6	1,8	20,5	5,1
4	26,9	8,4	40,0	4,8	14,9	5,0
6	20,6	12,9	31,7	15,8	10,4	8,5
8	16,8	19,3	29,6	18,7	8,6	7,0
10	15,6	21,1	28,0	19,8	8,4	7,0
12	15,1	21,0	28,3	20,3	8,1	7,0

Fonte: Dados da pesquisa.

Em síntese, os resultados obtidos pela análise da função impulso-resposta e pela decomposição da variância do erro corroboram aqueles encontrados pelos testes anteriores, que identificam os determinantes externos do crescimento agropecuário e os efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor. Verifica-se, de modo adicional, que a relação entre os indicadores de abertura externa se apresenta consistente, sinalizando a interdependência entre a abertura comercial e a liquidez externa, conforme sugerido pela teoria subjacente ao estudo.

5. RESUMO E CONCLUSÕES

O processo de abertura externa da década de 1990 conduziu a profundas mudanças econômicas e políticas em âmbito mundial. Dada a relevância desse processo, o efeito da abertura externa, vista sob a ótica da abertura comercial e da abertura ao capital externo, sobre o crescimento econômico dos países tem sido fruto de diversas pesquisas. Há autores que encontram relação positiva entre a abertura comercial e a liberalização financeira sobre o crescimento econômico, aliada à consideração de outros fatores determinantes, como estabilidade política e condições favoráveis nas esferas institucional, financeira e econômica.

Entre os diferentes setores da economia, o setor agropecuário, objeto de análise deste estudo, apresenta forte contribuição para o crescimento econômico brasileiro, pela sua capacidade de obter superávits na balança comercial e conseqüente contribuição na geração de divisas. Em face a importância desse setor para o ajuste das contas externas brasileiras, buscou-se com esta pesquisa responder à seguinte questão: quais são os efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário?

Assim, objetivou-se neste trabalho identificar os determinantes externos do crescimento do setor agropecuário, bem como verificar os efeitos do indicador de abertura comercial e dos indicadores de liquidez externa sobre o crescimento desse setor no período de 1990 até o primeiro trimestre de 2008. Para isso, foram utilizados o indicador de abertura comercial, referente à soma das importações e exportações

agropecuárias sobre o PIB agropecuário, e os indicadores de liquidez, referentes à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias, a dívida externa e as exportações agropecuárias, as reservas internacionais e a dívida externa e entre a dívida externa e o PIB agropecuário.

O embasamento teórico que dá sustentação à análise refere-se aos teoremas da teoria neoclássica do comércio internacional, que apresentam as implicações da abertura comercial e da entrada de capital externo sobre as relações comerciais; ao modelo padrão de comércio, que determina o nível de comércio internacional a partir das curvas de oferta e demanda relativa mundiais; e à teoria da Contabilidade Nacional e do Balanço de Pagamentos, que estabelece as relações entre a abertura comercial e abertura ao capital externo e o crescimento econômico. Na análise dos resultados, entretanto, aplicou-se diretamente a teoria da Contabilidade Nacional/Balanço de Pagamentos. Analiticamente, foram utilizados o teste de causalidade de Granger/*Block Exogeneity Wald Tests* e o modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR) Estrutural, que, respectivamente, permitem a identificação dos determinantes externos do crescimento agropecuário e dos efeitos dos indicadores de abertura comercial e liquidez externa sobre o crescimento desse setor.

As principais conclusões do trabalho são descritas na seqüência. Os indicadores de abertura comercial e liquidez externa, em conjunto, se apresentam determinantes significativos do crescimento do setor agropecuário. Esse resultado mostra-se diretamente relacionado à teoria da Contabilidade Nacional/Balanço de Pagamentos, sob a qual se verifica que o PIB agropecuário, cuja variação positiva representa o crescimento do setor, é diretamente relacionado às exportações e importações agropecuárias, as quais, por sua vez, determinam a variação das reservas internacionais e da dívida externa.

Os efeitos diretos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário podem ser influenciados pela estrutura política e econômica brasileira, que apresentou características diferenciadas entre os períodos de 1990 a 1999 e 2000 a 2008 (primeiro trimestre). Esse pressuposto evidencia-se porque as peculiaridades políticas e econômicas de cada subperíodo podem justificar parte dos resultados encontrados, embora a variável *dummy* incorporada ao modelo de análise para captar a diferença estatística entre os resultados dos dois períodos não tenha se apresentado estatisticamente significativa.

Especificamente, na segunda metade da década de 1990, com a implantação da política econômica (Plano Real), que teve como preceito o controle da inflação, sustentado pela valorização cambial e elevação das taxas de juros, registrou-se desestímulo às exportações e aumento das importações, com conseqüente redução do saldo da balança comercial do setor agropecuário. Os déficits da balança comercial dos demais setores da economia contribuíram para o aumento do montante da dívida, e esse fato, associado à política de altas taxas de juros capazes de atrair empréstimos externos, conduziu ao aumento do estoque de reservas internacionais.

Por outro lado, entre 2000 e o primeiro trimestre de 2008, com a flexibilização da política cambial, a situação econômica mundial favorável e o conseqüente aumento da demanda externa, foi possível obter saldos positivos crescentes na balança comercial agropecuária, contribuindo para o aumento da oferta de divisas. Essa realidade proporcionou o aumento da liquidez externa brasileira, mediante o aumento das reservas e a redução da dívida externa.

Admitindo esses cenários políticos e econômicos brasileiros entre os dois subperíodos de análise, e considerando a confluência destes, aliada à conjuntura macroeconômica nacional, no período de 1990 ao primeiro trimestre de 2008, tem-se o embasamento para justificar os resultados encontrados.

No período de 1990 ao primeiro trimestre de 2008, o efeito da abertura comercial sobre o crescimento do setor agropecuário apresentou-se positivo, o que pode ser corroborado pelo crescimento expressivo das exportações em relação às importações, que contribuiu para o crescimento do PIB agropecuário. A desvalorização cambial, o aumento da demanda externa por produtos agropecuários, o investimento em tecnologia no setor e a estabilidade da taxa de inflação são outros fatores que podem ter contribuído para que a abertura comercial tivesse impactos positivos sobre o crescimento do setor agropecuário.

O aumento da liquidez representado pela variação positiva no índice referente à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa também apresentou efeito positivo sobre o crescimento do setor agropecuário. Esse comportamento também é corroborado pela intensificação do processo de abertura comercial, que, impulsionado pelo crescimento das exportações, em todo o período, favoreceu o acúmulo de reservas e a melhoria da condição de liquidez externa brasileira. Esses efeitos, combinados, tiveram impacto positivo sobre o crescimento econômico do setor agropecuário.

Em consonância com o cenário positivo da abertura comercial e das exportações agropecuárias, principalmente entre os anos de 2000 e 2007, foi observada redução da dívida externa, o que, de modo adicional, aumenta a liquidez externa e contribui para o crescimento econômico do setor agropecuário. Assim, verificou-se relação inversa do indicador de vulnerabilidade externa referente à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias com o crescimento econômico do setor agropecuário. A variação do crescimento econômico em resposta a um choque nesse indicador é imediata, elucidando que o crescimento agropecuário responde mais rapidamente a variações no indicador referente à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário.

Em contraponto, os indicadores de liquidez referentes à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias e entre a dívida externa e as exportações agropecuárias apresentaram, respectivamente, efeitos negativo e positivo sobre o crescimento do setor agropecuário, o que contraria o preceito inicial desta pesquisa e o comportamento observado dessas variáveis em relação ao PIB agropecuário, no período em análise. O efeito negativo da razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias pode ser decorrente da estratégia de acúmulo de reservas frente à sua contribuição para o crescimento do setor agropecuário, o que impede que as divisas geradas pelos superávits na balança comercial do setor agropecuário sejam destinadas ao investimento produtivo do setor agropecuário. Esse comportamento pode ser decorrente de políticas macroeconômicas restritivas, deficiências do sistema financeiro nacional e falta de infra-estrutura produtiva e regulatória capaz de direcionar a entrada de capital para o investimento produtivo na economia.

O efeito positivo da razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias sobre o crescimento econômico recai sobre o preceito de que o aumento do endividamento externo pode ser intensificado pela contração de empréstimos internacionais, capazes de financiar o aumento do investimento e o crescimento do setor. No período de 1994 a 1999 essa situação pode ser visualizada com maior facilidade, dado que foi observado aumento do endividamento externo brasileiro, aliado ao crescimento do setor agropecuário.

Verifica-se que a variação nos indicadores de abertura comercial pode ter efeito sobre os indicadores de liquidez externa, bem como a variação de alguns índices de liquidez pode gerar impactos sobre os demais indicadores de vulnerabilidade externa. Considerando que os indicadores de abertura comercial e liquidez externa são compostos por exportações e importações agropecuárias, reservas internacionais e

dívida externa, esse comportamento está diretamente relacionado à teoria da Contabilidade Nacional/Balanço de Pagamentos, a qual prediz que variações nas transações correntes – principalmente determinadas pela diferença entre as exportações e importações de bens e serviços – e no movimento de capitais podem determinar a variação nas reservas internacionais, o nível de empréstimos internacionais e, por fim, a variação na dívida externa.

Pode-se considerar que, no período de 1990 ao primeiro trimestre de 2008, a abertura comercial e a liquidez externa tiveram efeito positivo sobre o crescimento do setor agropecuário. A obtenção desse resultado pode ser decorrente do cenário favorável à condição de abertura comercial, verificado, principalmente, a partir da década de 2000, impulsionada pelas exportações agropecuárias e conseqüente melhoria na condição e liquidez externa nacional.

Diante do exposto, observa-se que a política macroeconômica, notadamente a determinação do nível da taxa de câmbio e da taxa de juros, além da infra-estrutura produtiva e regulatória, podem ter influência nos efeitos da abertura comercial e da liquidez externa sobre o crescimento do setor agropecuário. Verifica-se, ainda, que variáveis macroeconômicas apresentam efeitos indiretos sobre os resultados encontrados, e que esses efeitos acabam por dificultar o estabelecimento da relação entre abertura comercial e liquidez externa e o crescimento do setor agropecuário.

É importante ressaltar que a situação financeira internacional, por determinar variação no valor da taxa de câmbio, no nível de comércio entre os países e nas transações financeiras entre os diferentes países, pode ter implicação sobre os efeitos da abertura externa sobre crescimento. Diante dessas evidências, a crise financeira internacional deflagrada no segundo semestre de 2008, período não considerado na presente análise, em face de suas peculiaridades, poderá influenciar de modo distinto as relações entre a abertura comercial e a liquidez externa sobre o crescimento agropecuário.

Por fim, os tomadores de decisão (público e privado) devem atentar para os impactos subjacentes às medidas adotadas, com vistas a favorecer o crescimento de forma geral. Dada a importância das exportações agropecuárias para o equilíbrio das contas externas e o crescimento do setor, é preponderante o incentivo dessas exportações, por meio da canalização de recursos voltados para o crescimento do investimento tecnológico e aumento da produção.

REFERÊNCIAS

- ALESINA, A.; SPOLAORE, E.; WACZIARG, R. Trade, Growth and the Size of Countries. **Forthcoming, Handbook of Economic Growth**, aug. 2004. 56 p. Disponível em: http://www.econ.au.dk/fag/2231/f06/LectureApril24_teachingnote.pdf>. Acesso em: 4 set. 2008.
- ALVES, L. R. A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. 107 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” – ESALQ, Piracicaba, 2002.
- 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.
- APPLEYARD, D. R.; FIELD Jr, A. J.; COBB, S. L. **International economics**. New York: Mc. Graw-Hill Irwin, 2008. 804 p.
- ANDRADE, D.; ORTEGA, A. C.; CAMPOS, E. M. G. Negociações agrícolas internacionais e o agronegócio brasileiro. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano XIV, n. 3, p. 88-97, jul./ago./set. 2005.
- ARESTIS, P.; CANER, A. Financial liberalization and poverty: channels of influence. The Levy Institute, Nova York, **Working Paper No. 411**, p. 1-28, jul. 2004.
- BANCO CENTRAL DO BRASIL – BACEN. **Estatísticas**. Disponível em: <<https://www3.bcb.gov.br/sgspub/localizarseries/localizarSeries.do?method=prepararTe laLocalizarSeries>>. Acesso em: 5 maio 2008.
- BAGLIANO, F. C.; FLAVERO, C. A. Measuring monetary policy with VAR models: an evaluation. **European Economic Review**, v.42, n.6, p.1069-1112, dec.1997.

BARBOSA FILHO, N. H. International liquidity and growth in Brazil. **CEPA, Working Paper 2001.04**. p. 1-49. Center for Economic Policy Analysis (CEPA), nov. 2001.

BARROS, G. S.; BACCHI, M. R. P; BURNQUIST, H. L. Estimação de equações de oferta de exportação de produtos agropecuários para o Brasil (1992/2000). **Texto para Discussão**, Brasília: IPEA, n. 865, mar. 2002. Disponível em: http://www.ipea.gov.br/pub/td/2002/td_0865.pdf>. Acesso em: 15 maio 2008.

BATISTA Jr., P. N. Vulnerabilidade externa da economia brasileira. **Estudos Avançados**, São Paulo, v. 16, n. 45, p. 173-185, maio/ago., 2002.

BAUMANN, R.; CANUTO, O.; GONÇALVES, R. **Economia internacional: teoria e experiência brasileira**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2004. 441 p.

BELUZZO, L. G.; CARNEIRO, R. A insustentável leveza do crescimento. **Política Econômica em Foco**, UNICAMP, n. 4, maio/out. 2004.

BERNANKE, B. Alternative explanations of money-income correlation. **Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 25, p. 49-100, 1986.

BLANCHARD. O.; WATSON, M. Are business cycles all alike? **NBER Working Paper, n. 1392**. National Bureau of Economic Research (NBER), 1984.

BOITO Jr, A. Estado e burguesia no capitalismo neoliberal. **Revista de Sociologia Política**, Curitiba, n.28, p. 57-73, jun. 2007.

BORGES, B. L.; SILVA, M. B. Estimando a taxa de juros natural para o Brasil: uma aplicação da metodologia VAR Estrutural. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 36, n. 1, p. 87-114, jan./mar. 2006.

BOWLES, T. J.; LEWIS, W. C. A Time-Series analysis of the medical care price index: implications for appraising economic losses. **Journal of Forensic Economics**, v.13, n.3, p.245-254. 2000

BRANDT, P. T; WILLIAMS, J. T. **Multiple time series models**. Series: Quantitative Applications In the Social Sciences. London: Sage Publications, 2007. 99 p.

BUENO, R. L. S. **Econometria de series temporais**. São Paulo: Cengage Learning, 2008. 299 p.

CABALLERO, R. J.; KRISHNAMURTHY, A. International liquidity management: Sterilization policy in illiquid financial markets. **NBER, Working Paper 7740**. p. 1-49. National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge, jun. 2000.

CANUTO, O. A crise asiática e seus desdobramentos. **Econômica**, Rio de Janeiro, v. II, n.4, p. 25-60, dez. 2000.

CANUTO, O; HOLLAND, M. **Flutuações cambiais, estratégias de políticas monetárias e metas de inflação.** Disponível em: <<http://ocanuto.sites.uol.com.br/Textos/trabalho024.pdf>>. Acesso em: 15 set. 2008.

CARBAUGH, R. J. **International economics.** Mason: Central Washington University: Thomson, 2007. 516 p.

CARCANHOLO, M. D. **Abertura externa e liberalização financeira: impactos sobre crescimento e distribuição no Brasil dos anos 90.** 255 p. Tese (Doutorado em Economia). Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, RJ, 2002.

CARDOSO, E. A.; DORNBUSH, R. Brazilian debt crises past and present. In: EICHENGREEN, B.; LINDERT, Peter H (eds.). **The international debit crises in historical perspective.** Massachutes: Cambridge, 1989. 282 p.

CARVALHO, M. A. Contribuição da agricultura para o ajuste externo. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.33, n.10, p. 7-14, out. 2003.

CARVALHO, M. A; SILVA, C. R. L. Comércio agrícola brasileiro e geração de divisas. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.36, n.10, p. 80-87, out. 2006.

CAVALCANTI, M. F. H.; VONBUN, C. Reservas internacionais ótimas para o Brasil: uma análise simples de custo-benefício para o período 1999-2007. **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro: IPEA, n. 1315, dez. 2007.

CAVES, R. E.; FRANKEL, J. A.; JONES, R. W. **Economia internacional: comércio e transações globais.** São Paulo: Saraiva, 2001. 598 p.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA. **PIB do Agronegócio.** Disponível em: <http://www.cepea.esalq.usp.br/pib/other/Pib_Cepea_1994_2007.xls>. Acesso em: 23 mar. 2008.

CHOWDHURY, A.; MAVROTAS, G. FDI and growth: a causal relationship. **Research Paper**, Wider, n.25, p.1-10, jun. 2005.

CINTRA, M. A. M.; FARHI, M. Os limites da inserção internacional dos países em desenvolvimento no limiar do século XXI. **Ensaio FEE**, Porto Alegre, v. 24, n. 2, p. 351-402, 2003.

CLEMENTS, B.; BHATTACHARYA, R.; NGUYEN, T. Q. External debt, public investment, and growth in low-income countries. **IMF, Working Paper**, v. 249, n.3, p.1-24, dec. 2003.

CORRÊA, W. R.; PORTUGAL, M. S. Previsão de séries de tempo na presença de mudança estrutural: redes neurais artificiais e modelos estruturais. **Economia Aplicada**, v.2, n.3, p.487-514, 1998.

CONFEDERAÇÃO DA AGRICULTURA E PECUÁRIA DO BRASIL – CNA. **Agropecuária Brasileira: Balanço e Perspectivas**. Disponível em: <<http://www.cna.org.br/>>. Acesso em: 23 mar. 2008.

CUNHA, A. M.; PRATES, D. M.; LÉLIS, M. T. C. Ajuste das contas externas e demanda precaucional por reservas no Brasil. **Indicadores Econômicos FEE**, Porto Alegre, v. 34, n. 3, p. 93-118, dez. 2006.

DELGADO, G. C.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R. Políticas de preços agrícolas e estoques de alimentos: origens, situação atual e perspectivas. **Revista Paranaense de Desenvolvimento**, Curitiba, n.108, p.25-32, jan./jun. 2005

DETRAGIACHE, E.; SPILIMBERGO, A. Crises and liquidity: evidence and interpretation. **IMF, Working Paper**, v.2, n.1, p.1-37, 2001.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Distribution of estimates for autoregressive time series with unit root. **Journal of American Statistics Association**, v. 74, n. 366, p. 427– 431, 1979.

DICKEY, D. A.; FULLER, W. A. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. **Econometrica**, v. 49, n. 4, p. 1057-1072, 1981.

DOLDADO, J.; JENKINSON, T.; SOSVILLA-RIVERO, S. Cointegration and unit roots. **Journal of Economic Surveys**, v. 4, n. 3, p. 249-273, 1990.

DOLLAR, D.; KRAAY, A. Trade, Growth and Poverty. **Development Research Group**, World Bank, p.1-45, jun.2001

DUTRA, A. S.; MONTOYA, M. A. Tendência das estruturas de mercado a montante e a jusante da agricultura brasileira, no período de 1990 A 2002. **Texto para discussão**, Passo Fundo: UPF, n. 23. 2005. Disponível em: <http://www.upf.br/cepeac/download/td_23_2005.pdf>. Acesso em: 20 set. 2008.

EDISON, H. J.; LEVINE, R.; RICCI, L.; SLOK, T. International financial integration and economic growth. **NBER, Working Paper 9164**. p. 1-38. National Bureau of Economic Research, Cambridge (NBER), set. 2002.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. John Wiley & Sons, Inc., 1995. 433p.

EDWARDS, S. Trade orientation, distortions and growth in developing countries. **NBER, Working Paper 3716**, p.1-35. National Bureau of Economic Research, Cambridge (NBER), may. 1991.

FELDSTEIN, M. Self-Protection for emerging market economies. **NBER, Working Paper 6907**. p. 1-25. National Bureau of Economic Research, Cambridge (NBER), jan. 1999.

FERNANDES, E A. **Investimento direto externo no Brasil: efeitos no crescimento, nas exportações e no emprego**. 143 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Universidade Federal de Viçosa – UFV, Viçosa, 2006.

FERNANDES, M; TORO, J. O mecanismo de transmissão monetária na economia brasileira pós-Plano Real. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.59, n.1, p.5-32, jan./mar. 2005.

FILGUEIRAS, L. O Neoliberalismo no Brasil: estrutura, dinâmica e ajuste do Modelo Econômico. In: MASUALDO, B.; ARCEO, E. (Org.) **Neoliberalismo y sectores dominantes – tendências globales y experiências nacionales**, Buenos Aires: CLACSO, p. 179-206, 2006.

FRANKEL, J. A.; ROMER, D. Does trade cause growth? **The American Economic Review**, v. 89, n.3, p.379-399, jun. 1999.

FRITSCHÉ, U.; LOGEAY, C. Structural unemployment and the output gap in germany: evidence from an SVAR analysis within a hysteresis framework. **Discussion Paper**, Berlin: German Institute Of Economic Research, n. 312, p.1-22. nov. 2002.

FUSCALDI, K. C.; OLIVEIRA, A. C. G. Crescimento da agricultura brasileira. Período: 1996 a 2004. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano XIV, n. 3, p.19-32, Jul./Ago./Set. 2005.

GASQUES, J. G.; REZENDE, G. C.; VIULLA VERDE, C. M.; SALERNO, M. S.; CONCEIÇÃO, J. C. P. R.; CARVALHO, J. C. S. Desempenho e crescimento do agronegócio no Brasil. **Texto para Discussão**, Brasília: IPEA, n. 1009, fev. 2004. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/pub/td/2004/td_1009.pdf>. Acesso em: 15 maio 2008.

GIAMBIAGI, F. A Relação dívida pública/PIB: que indexador utilizar para inflacionar PIB? **Boletim de Conjuntura**, IPEA, n.64, dez.2004.

GIAMBIAGI, F; MONTEIRO, F. O ajuste da poupança doméstica no Brasil — 1999-2004. **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro: IPEA, n. 1119, set. 2005. Disponível em: <<http://www.ppe.ipea.gov.br/index.php/pppe/article/viewFile/42/20>>. Acesso em: 15 set. 2008.

GONÇALVES, J. S. **Exportação dos agronegócios: superando as falsas dicotomias**. São Paulo: IEA, jan. 2004. Disponível em: <<http://www.iea.sp.gov.br/OUT/verTexto.php?codTexto=1656>>. Acesso em: 15 set. 2008. 2004.

GONÇALVES, R. **Economia política internacional: fundamentos teóricos e as relações internacionais do Brasil**. Rio de Janeiro, Elsevier, 2005. 319 p.

GOURLARTI FILHO, A. As restrições ao crescimento da economia brasileira nos anos 80. **Cadernos da FACECA**, Campinas, v. 11, n. 1, p. 85-91, jan./jun. 2002.

GRANGER, C.W.J. Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods, **Econometrica**, v. 37, n. 3. p. 424-438, jul. 1969.

GREENE, W. H. **Econometric analysis**. New York University: Prentice Hall, 2003. 1026 p.

GREWAL, R.; MILLS, J. A; MEHTA, R.; MUJUMDAR, S. Using cointegration analysis for modeling marketing interactions in dynamic environments: methodological issues and an empirical illustration. **Journal of Business Research**, v.51, p.127-144. 2001.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2006. 812 p.

HACKER, R. S.; HATEMI-J, A. **Tests for causality between integrated variables using asymptotic and bootstrap distributions**. Working Paper, n.2. Sweden, Department of Statistics, Lund University, 2003.

HARRIS, R. I. D. **Cointegration analysis in econometric modelling**. London: Prentice Hall, 1995. 176p.

HATEMI-J, A. Export performance and economic growth nexus in Japan: a bootstrap approach. **Japan and the world economic**, n.14, p.25-33, 2002.

HATEMI-J, A; IRANDOUST, M. Energy consumption and economic growth in sweden: a leveraged bootstrap approach, (1965-2000). **International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies**, v.2, n.4, p. 91-102, 2005.

HATEMI-J, A.; IRANDOUST, M. A bootstrap-corrected causality test: another look at the money–income relationship. **Empirical Economics**, v. 31, p. 207-216, jan. 2006.

HOLLAND, M.; VIEIRA, F. V. Foreign liquidity, economic opening and growth in the latin american economies. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 59, n. 2, p. 267-269, abr./jun. 2005.

HOMEM DE MELLO, F. **A abertura comercial e o papel dos aumentos da produtividade na agricultura brasileira**. Disponível em: <<http://www.ifb.com.br/documentos/hdemelo.pdf>>. Acesso em: 14 abr. 2008.

HOOVER, K. D. **The Past as the Future: The Marshallian Approach to Post-Walrasian Econometrics**. Department of Economics: University of California. 2004. 30 p. Disponível em: <<http://www.econ.duke.edu/~kdh9/Source%20Materials/Research/Past%20as%20Future%2013%20October%202004.pdf>>. Acesso em: 3 set. 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Sistema de Contas Nacionais Trimestrais - Referência 2000. **Nota metodológica**, n.14. Disponível em: http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/pdf/14_agropecuaria.pdf>. Acesso em: 5 jun. 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Sistema de Contas Nacionais Trimestrais**. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/indicadores/pib/defaultcnt.shtm>>. Acesso em: 15 mar. 2008.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA – IPEA. **Estatísticas**. Disponível em: <www.ipeadata.gov.br>. Acesso em: 20 jun. 2008.

ISTAKE, M. **Comércio externo e interno do Brasil e das suas macrorregiões: um teste do Teorema de Heckscher-Ohlin**. 145 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” (ESALQ), 2003.

KAMINSKY, G. L.; SCHMUKLER, S. L. Short-run pain, long-run gain: The effects of financial liberalization. **NBER, Working Paper 9787**. National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge, jun. 2003.

KLEIN, M. W. Capital account openness and the varieties of growth experience. **NBER, Working Paper 9500**. p. 1-30. National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge, fev. 2003.

KONYA, L. **Exports and growth: granger causality analysis on OECD countries with a panel data test and bootstrap critical values**. School of Applied Economics Victoria University, 2002, 25 p. Disponível em: <<http://members.optusnet.com.au/lkonya/Paper02.pdf>>. Acesso em: 4 set. 2008.

KONSTANTIN, G. Nonlinearly testing for a unit root in the presence of a break in the mean. **Munich Personal Repec Archive: MPRA Paper**, n.678. 2007.

KRUGMAN, P. R.; OBSTFELD, M. **Economia internacional: teoria e política**. São Paulo: MAKRON Books, 2005. 807 p.

LAFFER, A; MILES, M. A. **International economics in an integrated world**. Illinois: Scott, Foresman and Company, 1982. 438 p.

LEITE, S. P. Liberalização comercial e internacionalização: condicionantes à agricultura brasileira. **Estudos Sociedade e Agricultura**, Rio de Janeiro, n.7, p. 113-133, dez. 1996.

LOPES, L. M.; VASCONCELLOS, M. A. S. (Orgs). **Manual de macroeconomia: nível básico e intermediário**. São Paulo: Atlas, 2000. 387 p.

LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: a critique. In BRUNNER, K.; MELTZER, A. H. (eds.) **The Phillips Curve and Labor Markets. Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy**, v. 11, Spring. Amsterdam: North-Holland, p. 161-168. 1976

LÜTKEPOHL, H.; KRÄTZIG, M. **Applied time series econometrics**. New York: Cambridge University Press, 2004. 323 p.

LÜTKEPOHL, H. **New introduction to multiple time series analysis**. Berlin: Springer, 2006. 764 p.

MAGALHÃES, L. J. D'ÁVILA. **Comércio internacional, Brasil e agronegócio**. Brasília: Embrapa Informação Tecnológica, 2003. 121 p.

MARGARIDO. A. M. Aplicação de testes de raiz unitária com quebra estrutural em séries econômicas no Brasil na década de 90. **Informações Econômicas**, São Paulo, v.31, n.4, p.7-22, 2001.

MARGARIDO, M. A.; FERNANDES, J. M.; TUROLLA, F. A. Análise da formação dos preços no mercado internacional de soja: o caso do Brasil. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 47, n.2, p.71-85, 2002.

MARINHO, E. L. L.; NOGUEIRA, C. A. G.; ROSA, A. L. T. Evidências empíricas da lei de Kaldor-Verdoorn para a indústria de transformação do Brasil (1985-1997). **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.56, n.3, p.457-482, jul./set. 2002.

MATA, D.; FREITAS, R. E. Produtos agropecuários: para quem exportar? **Texto para Discussão**, Rio de Janeiro: IPEA, n. 1321, jan. 2008. Disponível em: <http://www.ipea.gov.br/sites/000/2/publicacoes/tds/td_1321.pdf>. Acesso em: 20 set. 2008.

MATTOS, L. B.; REIS, B. S.; LIMA, J. E.; LÍRIO, V. S. Demanda de energia elétrica pelo setor comercial em Minas Gerais: 1970-2002. **Revista GEPEC**, v.10, n.1, p.9-27, jan./jun., 2006.

MEDEIROS, C. A. Liberalização comercial e financeira e seus efeitos sobre crescimento, emprego e distribuição de renda nos países Latino-Americanos. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v. 9, n.3, p. 455-483, set./dez. 2005.

MENEZES, A. H.; PINHEIRO, J. C. V. O potencial do agronegócio para alavancar a economia brasileira. **Revista de Política Agrícola**, Brasília, ano XIV, n. 3, p. 55-64, jul./ago./set. 2005.

NAKAHODO, S. N.; JANK, M. S. **A falácia da “doença holandesa” no Brasil**. São Paulo: Ícone, mar. 2006. (Documento de pesquisa). Disponível em: <<http://iepecdg.com/DISK%201/Arquivos/Leiturassugeridas/Doenca%20HOLANDES A%20FINAL%206MAR%20-%20final-27032006.pdf>>. Acesso em: 15 set. 2008.

OLIVEIRA, G.; TUROLLA, F. Política econômica do segundo governo FHC: mudança em condições adversas. **Tempo Social**, São Paulo: USP, v. 15, n. 2, nov. 2003.

OREIRO, J. L. C.; PAULA, L. F.; SILVA, G. J. C.; ONO, F. H. Determinantes macroeconômicos do spread bancário no Brasil: teoria e evidência recente 2006. **Economia Aplicada**, São Paulo, v.10, n.4, p. 609-634, out./dez.2006.

PASTORE, A. C.; PINOTTI, M. C. Globalização, fluxos de capitais e regimes cambiais: reflexões sobre o Brasil. **Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 30, n. 1, p.5-26, jan./mar. 2000.

PATILLO. C.; POIRSON, H.; RICCI, L. External debt and growth. **IMF, Working Paper**, v.2, n.69, p.1-47, jan. 2002.

PAULANI, L. M.; BRAGA, M. B. **A nova contabilidade social: uma introdução à macroeconomia**. São Paulo: Saraiva, 2006. 307 p.

PIMENTEL, E. A.; ALMEIDA, L.; SABBADINI, R. Comportamento recente das exportações agrícolas no Brasil: uma análise espacial no âmbito dos Estados. **TD**

Nereus, São Paulo, n. 13, 2005. Disponível em: <http://www.econ.fea.usp.br/nereus/td/Nereus_13_05.pdf>. Acesso em: 20 out. 2008.

POLLAKOWSKI, H. O.; RAY, T. S. House Price Diffusion Patterns at Different Aggregations Levels: An Examination of Housing Market Efficiency. **Journal of Housing Research**, v. 8, n. 1, p.107-124, 1997.

PONCIANO, N. J.; CAMPOS, A. C. Eliminação dos impostos sobre as exportações do agronegócio e seus efeitos no comportamento da economia. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 57, n. 3, p. 637-658, jul./set. 2003.

PORTER, M. E. **Vantagem competitiva das nações**. Rio de Janeiro: Campus, 1993. 897 p

QIN, D. VAR Modeling Approach and Cowles Commission Heritage. **Working Paper**, n. 557, Economics Department, Queen Mary: Univeristy of London, p.1-29, mar. 2006.

QUINN, D. P.; TOYODA, A. M. Does capital account liberalization lead to economic growth?: An Empirical Investigation. **Current Draft**, p. 1-40, set. 2003.

RESENDE, J. L. **Metas de inflação, câmbio flexível e autonomia monetária**. 134 p. Dissertação (Mestrado em Desenvolvimento e Planejamento Regional). Universidade Federal de Minas Gerais – UFMG/Cedeplar. Belo Horizonte, 2006.

RESENDE, M. F. C.; AMADO, A. M. Liquidez internacional e ciclo reflexo: algumas observações para a América Latina. **Revista de Economia Política**, v.27, n.1, p. 41-59, jan./mar. 2007

ROBINSON, W. **Forecasting inflation using VAR analysis** . Bank of Jamaica. 1998. 22p. Disponível em: <http://208.163.60.226/uploads/pdf/papers_pamphlets/papers_pamphlets_forecasting_inflation_using_var_analysis.pdf>. Acesso em: 3 set. 2008.

RODRIGUEZ, F. Openness and Growth: What Have We Learned?. **Economic & Social Affairs**, DESA Working Paper, n. 51, p. 1-15, ago. 2007.

RYBCZYNSKI, T. M. Factor endowment and relative commodity price. **Economica**, v. 22, n. 84, p. 336-341, nov. 1955.

SACHS, J. D.; WARNER, A. Economic reform and the process of global integration, **Brookings Papers on Economic Activity**, n. 1, p. 1-118, 1995.

SAMUELSON, P. A. International factor-price equalisation once again. **Economic Journal**, v. 59, n. 234, p. 181-197, jun. 1949.

SECRETARIA DE COMÉRCIO EXTERIOR/MINISTÉRIO DO DESENVOLVIMENTO, INDÚSTRIA E COMÉRCIO EXTERIOR – SECEX/MDIC. **Alice web: dados das exportações e importações brasileiras por período**. Disponível em: <<http://www.aliceweb.desenvolvimento.gov.br>>. Acesso em: 5 maio 2008.

SILVA FILHO, O. C.; SILVA, L. C. FRASCAROLI, B. F. **Política monetária e mudanças macroeconômicas no Brasil: uma abordagem MS-VAR 2006**. Disponível em:

<http://www.banconordeste.com/content/aplicacao/Eventos/forumbnb2006/docs/politica_monetaria.pdf>. Acesso em: 3 set. 2008.

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. **Macroeconomia**. São Paulo: Atlas, 1995. 696 p.

SIMS, C.A. Money, income and causality. **The American Economic Review**, v. 62, n. 4, p. 540-552. set. 1972.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. **Econometrica**, v.48, n.1, p.1-48, 1980.

SIMS, C. A.; STOCK, J.; WATSON, M. Inference in linear time series models with some unit roots. **Econometrica**, v. 58, n.1, p. 113-144, jan. 1990.

SPOLADOR, H. F. S. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda sobre a agricultura brasileira**. 107 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada). Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz” - ESALQ, Piracicaba, 2006.

STERN, D. I. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy. **Energy Economics**, v.22, p.267-283. 2000.

STIGLITZ, J. E; WALSH, C. E. **Introdução à macroeconomia**. Rio de Janeiro: Campus, 2003. 446 p.

STOLPER, W. F; SAMUELSON, P. A. Protection and real wages. **Review of Economics Studies**, p. 58-73, nov. 1941.

TOURINHO, O. A. F.; KUME, H.; PEDROSO, A. C. S. Elasticidades de Armington para o Brasil: 1986–2002. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v.61, n.2, p.245-267, abr./jun. 2007.

VARIAN, H. R. **Microeconomia: princípios básicos. Uma abordagem moderna**. Rio de Janeiro: Elsevier, 2003. 778 p.

VICENTE, J. R. Competitividade do agronegócio brasileiro, 1997-2003. **Agricultura em São Paulo**, São Paulo, v. 52, n. 1, p. 5-19, jan./jun. 2005.

VIEIRA, F. V. China: crescimento econômico de longo prazo. **Revista de Economia Política**, v. 26, n.3, p. 401-424, jul./set. 2006.

WACZIARG, R.; WELCH, K. H. Trade liberalization and growth: new evidence. **NBER, Working Paper 10152**. National Bureau of Economic Research (NBER), Cambridge, dec. 2003.

WELLER, L. Aderência: liberalismo econômico e política comercial britânica em 1820-1913. **Revista de Economia Contemporânea**, Rio de Janeiro, v.10, n.3, p.491-516, set./dez. 2006.

APÊNDICE

APÊNDICE A – TESTE PARA A PRESENÇA DE QUEBRA ESTRUTURAL

Nas análises econométricas que utilizam dados de séries temporais deve-se considerar o comportamento peculiar das variáveis econômicas, dado que essas podem sofrer alterações ao longo do tempo, por influência de certos eventos, como mudanças na condução de políticas econômicas e comerciais, variações climáticas, além de situação financeira internacional e crises internacionais (MARGARIDO, 2001; MARINHO et al., 2002). Se esses eventos não forem considerados, incorre-se no risco de obtenção de modelos viesados, que respondem por baixo poder de previsão (MARGARIDO, 2001).

Sob a influência dos eventos citados são originadas observações discrepantes nas séries temporais, conhecidas como *outliers*. Um dos possíveis efeitos dos *outliers* são as quebras estruturais nas séries, que ocasionam mudanças em seu comportamento ao longo do tempo, e as alterações na sua trajetória de tendência. Segundo Corrêa e Portugal (1998) e Tourinho et al. (2007), caso seja verificada a existência de fatores exógenos, como quebras estruturais, são realizadas intervenções no modelo estimado por meio de especificação de variáveis *dummy*, a fim de captar o comportamento irregular da série.

Na literatura, dois tipos de *dummy* são comumente utilizados para capturar a situação de quebra estrutural em séries temporais, as quais são *pulse* e *step*⁶¹ (BOWLES; LEWIS, 2000; MARGARIDO, 2001; GREWAL et al., 2001; KONSTANTIN, 2007). A *pulse* assume valor igual à unidade no momento da ocorrência

⁶¹ Lütkepohl (2004) define a *dummy* do tipo *step* como *shift dummy* e Enders (1995) a denomina de *level dummy*.

de determinado evento (T) e valor igual a zero fora do tempo de ocorrência do evento (T), ou seja, nos demais períodos. A *step* assume valor igual a zero antes da ocorrência do evento (T) e valor igual à unidade no período posterior à ocorrência do evento.

A representação matemática de cada tipo de *dummy* é dada por:

i) *Pulse*:

$$D^P_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t = T \\ 0, & \text{se } t \neq T \end{cases} \quad (1A)$$

ii) *Step*:

$$D^S_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t \geq T \\ 0, & \text{se } t < T \end{cases} \quad (2A)$$

Considerando a presença de quebra estrutural, para a adequada descrição do processo gerador de dados por meio do modelo Auto-Regressivo Vetorial (VAR), é necessária a inclusão de variáveis *dummy*, capazes de capturar os efeitos da mudança estrutural no modelo a ser estimado. Segundo Lütkepohl (2004), as variáveis *dummy* devem ser incluídas na parte determinística do modelo VAR, tal como ilustrado no modelo apresentado por Harris (1995):

$$Y_t = \alpha + \phi D_t + \theta_1 Y_{t-1} + \theta_2 Y_{t-2} + \dots + \theta_p Y_{t-p} + u_t, \quad (3A)$$

A equação (3A) incorpora o vetor da variável *dummy* D_t , que representa a quebra estrutural em um dado período de tempo, à equação (15), descrita na seção 3.2. Os termos α e D_t compõem a parte determinística do modelo VAR, representada por (3A); e os termos Y_{t-j} e u_t compõem a parte estocástica do modelo VAR.

No presente trabalho, diante da mudança da estrutura política e econômica brasileira entre a década de 1990 e o período de 2000 a 2008 (primeiro trimestre), testa-se a significância estatística da quebra estrutural do primeiro trimestre de 2000 em diante, a partir da inclusão de uma variável *dummy* do tipo *step*, referente no primeiro trimestre de 2000 (2000T₁), tal que:

$$D^S_t = \begin{cases} 1, & \text{se } t \geq 2000T_1 \\ 0, & \text{se } t < 2000T_1 \end{cases} \quad (4A)$$

Esse procedimento visa verificar a significância estatística da mudança da estrutura política e econômica entre a década de 1990 e o período de 2000 a 2008

(primeiro trimestre), que culminou com o forte crescimento das exportações agropecuárias a partir de 2000, e se tal mudança implica diferença nos resultados estimados entre os dois períodos.

ANEXOS

ANEXO A

Tabela 1A – Produto Interno Bruto (PIB), por setores, no período de 2000 a 2007,
Brasil

Ano	Agropecuário (R\$ milhões)	Industrial (R\$ milhões)	Serviços (R\$ milhões)	Total (R\$ milhões)
1990	80.420,00	384.250,00	698.660,00	1.154.880,00
1991	74.989,09	348.203,64	663.690,91	1.096.109,09
1992	74.827,10	375.255,23	751.531,90	1.099.414,75
1993	80.907,53	445.224,35	875.404,35	1.193.659,12
1994	118.522,19	481.331,11	773.131,19	1.358.889,40
1995	83.343,87	397.510,75	963.283,73	1.654.100,42
1996	82.941,63	390.878,23	1.030.486,64	1.709.044,80
1997	84.888,98	411.024,97	1.077.159,09	1.778.589,09
1998	87.804,61	407.781,21	1.093.688,96	1.797.165,99
1999	88.877,19	421.327,17	1.113.670,43	1.863.930,76
2000	93.588,85	463.228,92	1.113.573,42	1.928.449,27
2001	102.254,31	460.887,37	1.148.691,81	1.992.682,02
2002	118.884,91	485.984,45	1.191.617,62	2.085.325,19
2003	133.609,61	503.720,98	1.171.636,17	2.091.064,98
2004	132.927,76	579.017,09	1.210.828,41	2.240.385,60
2005	113.551,99	582.337,96	1.293.322,05	2.318.527,15
2006	106.986,57	624.784,77	1.342.582,82	2.417.883,03
2007	120.846,98	628.914,74	1.441.144,44	2.558.821,35
Média	98.898,51	466.203,50	1.053.005,77	1.796.606,78
Máximo	133.609,61	628.914,74	1.441.144,44	2.558.821,35
Mínimo	74.827,10	348.203,64	663.690,91	1.096.109,09
Desvio- padrão	19.824,65	86.812,26	224.347,22	462.649,00
Taxas geométricas de crescimento				
1990-2007	3%	3%	4%	5%
1990-1999	1%	1%	6%	7%
2000-2007	2%	5%	3%	4%

Fonte: Cálculos da autora a partir de dados do IBGE (2008).

Nota: Foram utilizados os dados do PIB, a preços de mercado, que incorpora os impostos sobre os preços dos produtos. Os valores apresentados foram deflacionados pelo Índice Nacional de Preços ao Consumidor Amplo (IPCA).

Tabela 2A – Valor do comércio exterior do setor agropecuário e geral, no período de 1990 a 2007, Brasil

Período	Agropecuária				Total			
	Exportações (US\$ milhões)	Importações (US\$ milhões)	Saldo (US\$ milhões)	Índice de Abertura	Exportações (US\$ milhões)	Importações (US\$ milhões)	Saldo (US\$ milhões)	Índice de Abertura
1990	4.006,92	983,31	3.023,61	0,16	31.414,00	20.661,00	10.753,00	0,11
1991	4.078,22	933,74	3.144,48	0,16	31.620,00	21.040,00	10.580,00	0,09
1992	4.437,81	845,61	3.592,20	0,21	35.793,00	20.554,00	15.239,00	0,14
1993	5.003,83	1.285,09	3.718,74	0,29	38.555,00	25.256,00	13.299,00	0,15
1994	6.905,85	1.743,54	5.162,31	0,19	43.545,00	33.079,00	10.466,00	0,14
1995	6.985,78	2.089,50	4.896,28	0,23	46.506,00	49.972,00	(3.466,00)	0,13
1996	7.183,96	3.601,54	3.582,42	0,26	47.747,00	53.346,00	(5.599,00)	0,12
1997	9.676,44	3.017,05	6.659,38	0,31	52.994,00	59.747,00	(6.753,00)	0,13
1998	8.786,10	3.029,15	5.756,94	0,29	51.140,00	57.763,00	(6.623,00)	0,13
1999	8.511,40	2.098,99	6.412,41	0,38	48.011,00	49.295,00	(1.284,00)	0,17
2000	8.245,54	2.152,74	6.092,80	0,33	55.086,00	55.839,00	(753,00)	0,17
2001	10.717,32	1.721,40	8.995,92	0,43	58.224,00	55.572,00	2.652,00	0,21
2002	10.859,54	1.640,81	9.218,73	0,42	60.361,00	47.240,00	13.121,00	0,21
2003	13.970,14	1.969,90	12.000,24	0,45	73.084,00	48.289,00	24.795,00	0,22
2004	18.992,02	1.541,93	17.450,09	0,52	96.476,00	62.806,00	33.670,00	0,24
2005	22.131,78	1.453,32	20.678,46	0,55	118.308,00	73.599,00	44.709,00	0,22
2006	25.072,46	1.932,31	23.140,14	0,57	137.735,00	91.346,00	46.389,00	0,21
2007	30.305,57	2.628,17	27.677,40	0,53	160.648,00	120.609,00	40.039,00	0,21
Média	11.437,26	1.926,01	9.511,25	0,35	65.958,17	52.556,28	13.401,89	0,17
Máximo	30.305,57	3.601,54	27.677,40	0,57	160.648,00	120.609,00	46.389,00	0,24
Mínimo	4.006,92	845,61	3.023,61	0,16	31.414,00	20.554,00	(6.753,00)	0,09
Desvio-padrão	7.699,16	759,12	7.593,05	0,14	37.577,73	25.444,48	17.706,52	0,05
Taxas geométricas de crescimento								
1990-2007	12%	3%	14%	8%	9%	9%	7%	5%
1990-1999	11%	17%	9%	9%	6%	15%	2%*	3%
2000-2007	21%	2%	24%	7%	18%	10%	49%**	2%

Fonte: Cálculos da autora a partir de dados do SECEX/MDIC (2008) e IBGE (2008). Nota: *Crescimento referente ao período de 1990 a 1994; ** Crescimento de 2001 a 2007.

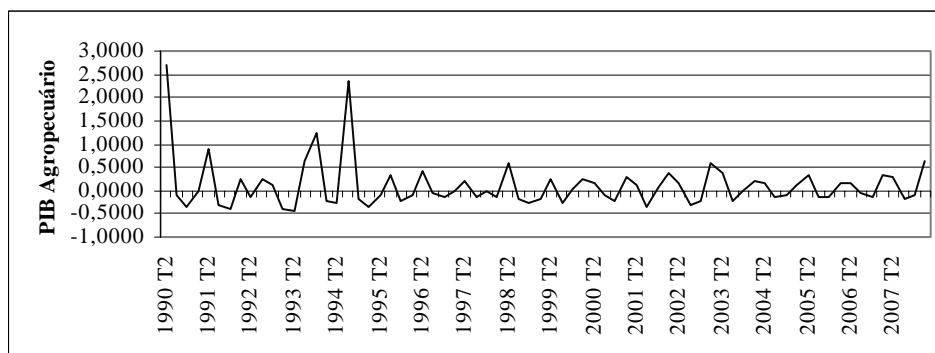
Tabela 3A - Liquidez externa brasileira, no período de 1990 a 2007

Anos	Reservas Internacionais (US\$ milhões)	Dívida	RESIMP	RESDIV	DIVEXP	DIVPIB
		Externa (US\$ milhões)				
1990	114.145,00	388.665,00	116,0828	0,2937	96,9984	12,4910
1991	109.768,00	365.657,00	117,5577	0,3002	89,6610	11,6570
1992	244.177,00	409.733,69	288,7588	0,5959	92,3278	16,2690
1993	311.918,00	451.894,74	242,7216	0,6902	90,3098	21,1511
1994	485.906,00	474.829,59	278,6888	1,0233	68,7576	10,3532
1995	500.135,00	502.643,61	239,3567	0,9950	71,9524	12,9840
1996	698.367,00	551.293,00	193,9078	1,2668	76,7395	13,5399
1997	693.617,00	614.389,00	229,8988	1,1290	63,4933	14,7732
1998	710.344,94	775.631,19	234,5028	0,9158	88,2794	18,7976
1999	480.618,69	851.835,48	228,9761	0,5642	100,0817	30,2978
2000	388.647,00	829.344,51	180,5360	0,4686	100,5810	26,4186
2001	435.345,43	729.392,73	252,9015	0,5969	68,0574	25,3372
2002	441.043,06	745.429,54	268,7966	0,5917	68,6428	24,8020
2003	558.396,10	784.848,58	283,4638	0,7115	56,1804	22,1773
2004	609.916,04	745.230,18	395,5535	0,8184	39,2391	18,9873
2005	702.276,29	673.395,80	483,2235	1,0429	30,4266	15,5955
2006	815.580,02	582.824,92	422,0748	1,3994	23,2456	12,2885
2007	1.712.265,68	599.842,86	651,5047	2,8545	19,7932	9,6838
Média	556.248,13	615.382,30	283,81	0,90	69,15	17,64
Máximo	1.712.265,68	851.835,48	651,50	2,85	100,58	30,30
Mínimo	109.768,00	365.657,00	116,08	0,29	19,79	9,68
Desvio-padrão	352.498,15	158.463,79	131,58	0,58	26,23	6,15
Taxas geométricas de crescimento						
1990-2007	10%	4%	7%	6%	-7%	1%
1990-1999	23%	10%	6%	12%	-1%	6%
2000-2007	20%	-4%	18%	25%	-21%	-14%

Fonte: Fonte: Cálculos da autora a partir de dados do BACEN (2008), SECEX/MDIC (2008) e IBGE (2008).

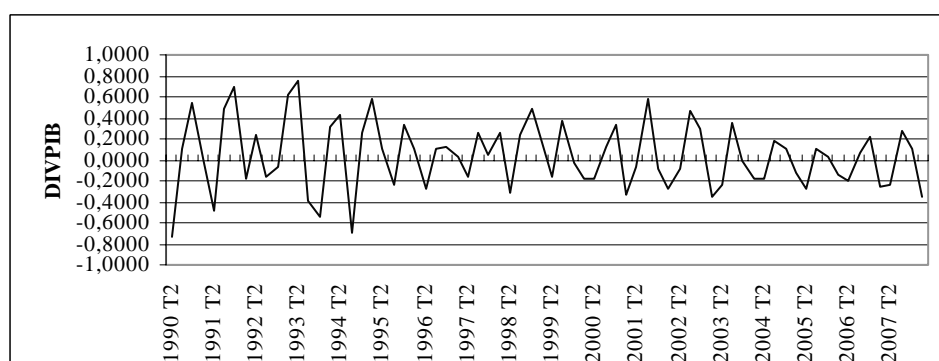
Nota: O indicador RESIMP refere-se à razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias; RESDIV, à razão entre as reservas internacionais e a dívida externa; DIVEXP, à razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias; e DIVPIB, à razão entre a dívida externa e o PIB agropecuário.

ANEXO B



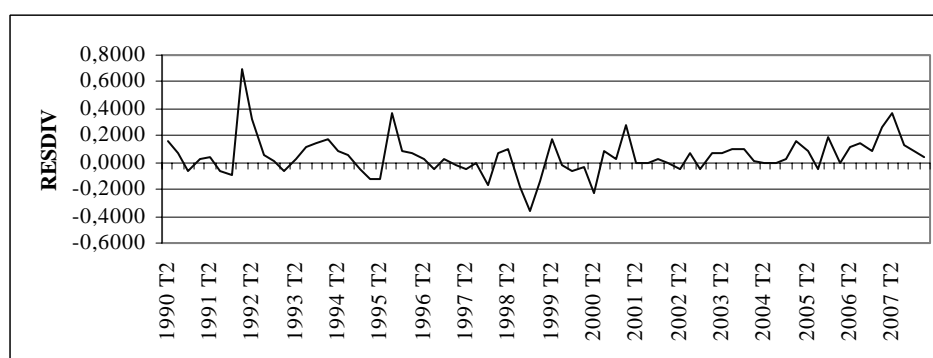
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 1B – Taxa de crescimento do PIB agropecuário, de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.



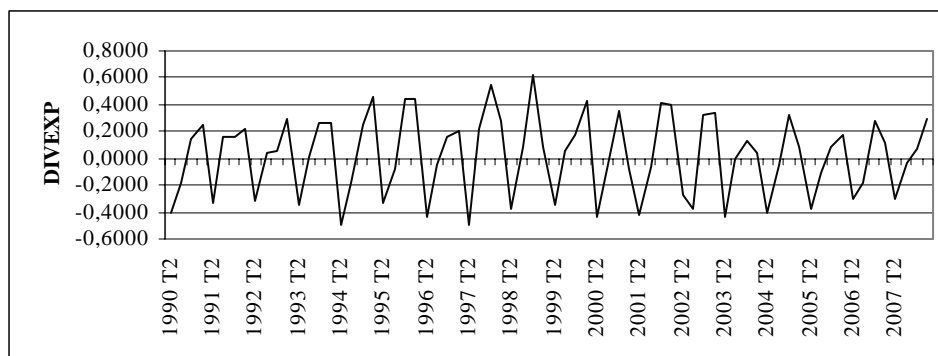
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 2B – Taxa de crescimento do índice de liquidez externa: razão entre dívida externa e PIB agropecuário (DIVPIB), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.



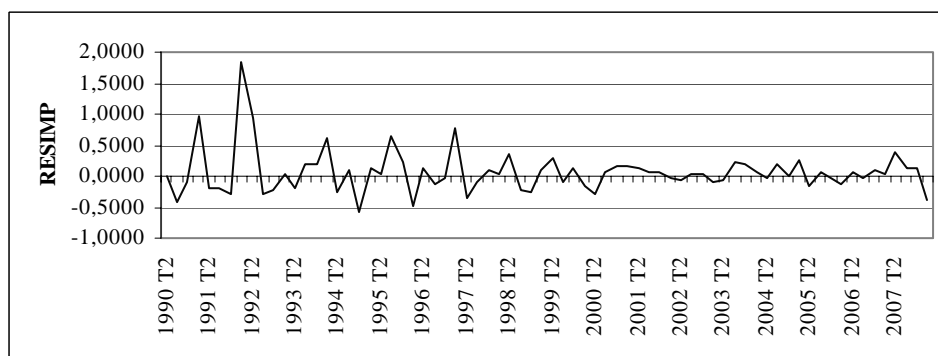
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 3B – Taxa de crescimento do índice de liquidez: razão entre as reservas internacionais e a dívida externa (RESDIV), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.



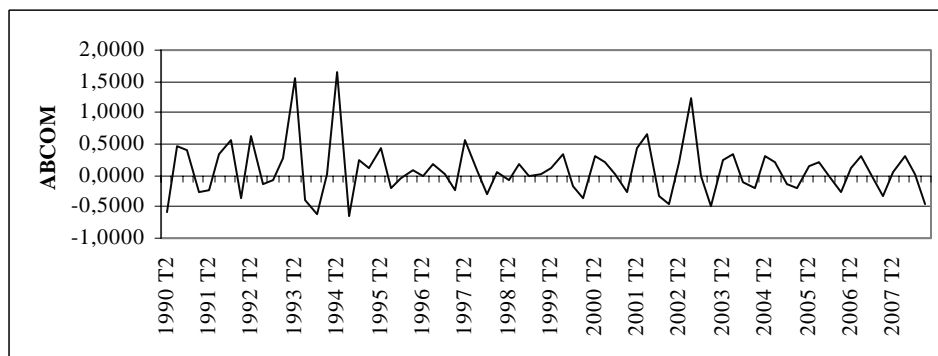
Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 4B – Taxa de crescimento do índice de liquidez: razão entre a dívida externa e as exportações agropecuárias (DIVEXP), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 5B – Taxa de crescimento do índice de liquidez: razão entre as reservas internacionais e as importações agropecuárias (RESIMP), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.



Fonte: Dados da pesquisa.

Figura 6B – Taxa de crescimento do índice de abertura comercial (ABCOM), de 1990 ao primeiro trimestre de 2008.

ANEXO C

Tabela 1C – Resumo das estatísticas calculadas para o teste ADF pelo procedimento de Doldado et al. (1990)

Séries	τ_{τ}	$\tau_{\beta\tau}$	$\tau_{\alpha\tau}$	τ_{μ}	$\tau_{\alpha\mu}$	τ
PIB	-10,49***	-0,88	2,00	-10,49***	2,56**	-3,27***
DIVPIB	-14,60***	3,46**	4,42***	-13,15***	2,68**	-3,52***
RESDIV	-6,34***	0,45	0,55	-6,36***	1,84	-5,99***
DIVEXP	-3,80**	-1,59	1,99	-3,43**	1,29	-3,16***
RESIMP	-5,42***	-1,37	2,23	-5,21***	2,16	-7,96***
ABCOM	-5,09***	2,30	3,49**	-4,42***	2,94**	-3,12***
Valores críticos						
(***) 1%	4,04	3,53	3,78	3,51	3,22	2,60
(**) 5%	3,45	2,79	3,11	2,89	2,54	1,95

Fonte: Dados da pesquisa

Nota: Os valores em negrito referem-se aos resultados apresentados na Tabela 4; ***Significativo em 1% de probabilidade; **Significativo em 5% de probabilidade; * Significativo em 10% de probabilidade.

Tabela 2C – Teste de autocorrelação dos resíduos pelo Multiplicador de Lagrange (LM)

Defasagens	Estatística LM	Probabilidade (p)
1	53,05104	0,0333***
2	109,1382	0,0000
3	53,39262	0,0310***
4	108,1094	0,0000
5	49,97871	0,0607**
6	73,36999	0,0002
7	40,58062	0,2755*
8	100,3010	0,0000
9	53,05222	0,0333***
10	64,77302	0,0023
11	30,79855	0,7142*
12	95,50820	0,0000

Fonte: Dados da pesquisa.

Notas: Testa-se a hipótese nula H_0 : não há presença de autocorrelação serial na defasagem p , contra a hipótese alternativa H_a : há presença de autocorrelação serial na defasagem p ; ***Significa não-rejeição de H_0 em 1% de probabilidade; ** Significa não-rejeição de H_0 em 5% de probabilidade; *Significa não-rejeição de H_0 em 10% de probabilidade.

Livros Grátis

(<http://www.livrosgratis.com.br>)

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

[Baixar livros do Conselho Nacional de Educação - CNE](#)

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

[Baixar livros de Literatura](#)
[Baixar livros de Literatura de Cordel](#)
[Baixar livros de Literatura Infantil](#)
[Baixar livros de Matemática](#)
[Baixar livros de Medicina](#)
[Baixar livros de Medicina Veterinária](#)
[Baixar livros de Meio Ambiente](#)
[Baixar livros de Meteorologia](#)
[Baixar Monografias e TCC](#)
[Baixar livros Multidisciplinar](#)
[Baixar livros de Música](#)
[Baixar livros de Psicologia](#)
[Baixar livros de Química](#)
[Baixar livros de Saúde Coletiva](#)
[Baixar livros de Serviço Social](#)
[Baixar livros de Sociologia](#)
[Baixar livros de Teologia](#)
[Baixar livros de Trabalho](#)
[Baixar livros de Turismo](#)