**Universidade de São Paulo**
**Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz"**

# Crescimento da pecuária de corte no Brasil: fatores econômicos e políticas setoriais

**Waldemiro Alcântara da Silva Neto**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba**
**2011**

WALDEMIRO ALCÂNTARA DA SILVA NETO
Bacharel em Ciências Econômicas

# Crescimento da pecuária de corte no Brasil: fatores econômicos e políticas setoriais

Orientador:
Profa. Dra. **MIRIAN RUMENOS PIEDADE BACCHI**

Tese apresentada para obtenção do título de Doutor em Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba**
**2011**

**Dados Internacionais de Catalogação na Publicação**
**DIVISÃO DE BIBLIOTECA - ESALQ/USP**

Silva Neto, Waldemiro Alcântara da
Crescimento da pecuária de corte no Brasil: fatores econômicos e políticas setoriais / Waldemiro Alcântara da Silva Neto. - - Piracicaba, 2011.
170 p. : il.

Tese (Doutorado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2011.

1. Comércio 2. Econometria 3. Exportação 4. Financiamento agrícola 5. Pecuária de corte - Aspectos econômicos 6. I. Título

CDD 338.176
S586c

**"Permitida a cópia total ou parcial deste documento, desde que citada a fonte – O autor"**

# DEDICATÓRIA

*À minha esposa Denise Alcântara*

## AGRADECIMENTOS

*Agradeço em primeiro lugar a Deus, na pessoa de Jesus Cristo, o Senhor, pelo Seu ilimitado amor e íntimo carinho durante todo esse período de estudos.*

*Especialmente à Denise, minha amada esposa, fiel companheira e cúmplice em todos os momentos, sejam de alegria ou dificuldades. Pela sua integral entrega a esse projeto que a privou de muitas coisas e pela sua opção em estar comigo em todos os momentos.*

*Aos meus pais Toninho e Cida, e minha irmã Nina, pelo apoio incondicional. Pelos meus sogros Ademir e Inez, e seus filhos Rosiclér, André e Priscila, pelo grande apoio, orações e também por acreditarem neste projeto.*

*À professora Mirian pelo grande profissionalismo e competência; também pela paciência, intensa orientação, apoio e dedicação. Sua ajuda foi essencial para a obtenção desse título. Espero poder cultivar mais essa amizade ao longo dos anos.*

*Aos colaboradores do departamento de economia, em especial aos da pós-graduação. À Maielli, pelo profissionalismo, disposição em sempre ajudar e pela paciência.*

*Aos professores da pós, que colaboraram de forma significativa para minha formação acadêmica.*

*Ao amigo Gilberto, co-participante das lutas e dificuldades enfrentadas na carreira acadêmica desde o mestrado. Aos amigos e colegas que fiz durante o curso: Maria (desde o mestrado), Renilson, Paulo, Marlon, Priscila, Juliana, Pedro, Silvia, Leonardo, Capitani, Jeronimo e Xavier.*

*Aos amados irmãos que se reúnem na igreja que está em Piracicaba, pelas intensas orações e ao cuidado comigo e minha esposa.*

*Aos irmãos/pais Nelson e Ana Berno pelo cuidado e amor.*

*À Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado de São Paulo – FAPESP, pelo apoio financeiro durante toda a pesquisa.*

## EPÍGRAFE

*Tudo tem o seu tempo determinado, e há tempo para todo o propósito debaixo do céu. Há tempo de nascer, e tempo de morrer; tempo de plantar, e tempo de arrancar o que se plantou. Tempo de chorar, e tempo de rir; tempo de prantear, e tempo de dançar.*

*Eclesíastes 3: 1,2,4*

**SUMÁRIO**

RESUMO ..... 11
ABSTRACT ..... 13
LISTA DE FIGURAS ..... 15
LISTA DE TABELAS ..... 19
1 INTRODUÇÃO ..... 21
2 ASPECTOS ECONÔMICOS DA PECUÁRIA DE CORTE ..... 25
3 FINANCIAMENTO PECUÁRIO NO BRASIL ..... 31
3.1 Instrumentos de financiamento rural ..... 31
3.1.1 Os novos instrumentos de financiamento agropecuário ..... 33
3.2 Evolução do financiamento rural para a pecuária e sua relação com a dinâmica regional dessa atividade no Brasil ..... 35
3.2.1 A utilização dos instrumentos de financiamento pela pecuária ..... 36
3.3 Análise descritiva da dinâmica do financiamento pecuário ..... 36
3.4 Dinâmica do crédito rural destinado à pecuária e do rebanho bovino ..... 37
3.5 Participação dos novos instrumentos de financiamento à pecuária ..... 47
3.6 O uso dos contratos futuros na mitigação de riscos e o das cotações para a tomada de decisão ..... 50
4 REVISÃO DE LITERATURA ..... 53
4.1 O crescimento do produto sob choques de oferta e demanda ..... 53
4.2 Flutuações econômicas ..... 53
4.3 Modelo de Blanchard e Quah (1989): críticas e aplicações subsequentes ..... 56
4.4 Aplicações no Brasil: agricultura e agronegócio ..... 62
5 MODELO PROPOSTO ..... 75
5.1 A taxa de crescimento das variáveis ..... 77
5.2 Definição da matriz de relações contemporâneas ..... 79
6 MATERIAL E MÉTODOS ..... 81
6.1 Referencial econométrico ..... 81
6.1.1 Teste de raiz unitária ..... 81
6.1.2 Autoregressão vetorial – VAR ..... 84
6.1.3 Autoregressão vetorial com correção de erros – VEC ..... 87

6.2 Dados .....89
7 RESULTADOS E DISCUSSÕES.....97
7.1 Resultados dos testes de raiz unitária .....97
7.2 Resultado do teste de co-integração .....98
7.2.1 Modelos de autoregressão vetorial com correção de erros – VEC.....99
7.2.1.1 Matriz de relações contemporâneas.....99
7.2.1.2 Funções de impulso resposta .....101
7.2.1.3 Decomposição histórica da variância dos erros de previsão .....107
7.2.1.4 Decomposição da variância dos erros de previsão.....120
8 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS .....123
REFERÊNCIAS .....127
APÊNDICES .....135
ANEXOS.....163

## RESUMO


### Crescimento da pecuária de corte no Brasil: fatores econômicos e políticas setoriais

Tendo como pano de fundo o grande crescimento da pecuária de corte no Brasil e o substancial avanço observado nas exportações de carne bovina, este estudo teve como objetivo principal identificar os fatores responsáveis pelo excelente desempenho que vem tendo esse segmento do agronegócio. Para a condução deste trabalho, fez-se necessário a construção de um modelo teórico capaz de dar suporte à especificação do modelo econométrico usado para quantificar os impactos de variações nos determinantes da oferta e da demanda de carne bovina sobre a produção e exportação deste produto. Para fundamentar a construção do modelo teórico fez-se necessário um estudo analítico sobre diversos aspectos relacionados à produção, ao consumo e à comercialização de carne bovina nos mercados interno e internacional. Além disso, foi abordada, também, a influência do uso de instrumentos de gerenciamento de risco e de financiamento da produção (CPR, contratos futuros e mercado a termo) no aumento da oferta de carne bovina observado nos últimos anos. Os resultados mostram que a determinante do crescimento do produto pecuário e das exportações de carne bovina brasileira foi o estoque de animais. Um choque positivo de 1% nessa variável eleva o produto em 7,6% após 8 trimestres, e em cerca de 13% as exportações. Os resultados indicam, também, que o aumento do rebanho bovino reduz tanto os preços ao produtor como os no varejo. Outra variável importante foi a produtividade, que afetou positivamente e de forma expressiva a produção e as exportações. Os efeitos dos preços ao produtor e ao varejo sobre as exportações são expressivos, mas somente no curto prazo. Quanto aos resultados da decomposição histórica dos erros de previsão, pode-se inferir que o modelo apresentou boa *performance* em termos de ajustamento, para algumas variáveis, podendo-se citar: o estoque de animais e os preços ao produtor. Quanto aos resultados da decomposição da variância dos erros de previsão, conclui-se que muitos resultados encontrados corroboram os obtidos nas funções de impulso resposta.


Palavras-chave: Pecuária de corte; Exportações; Estoque de animais; Comercialização

## ABSTRACT


### The growth of beef cattle sector in Brazil: economic factors and sector policies

This study aims to identify the factors which are responsible for the excellent performance of the beef cattle sector, taking its growth in Brazil and the increase of beef exports into account. The construction of a theoretical model which is capable to support the specification process of the econometric model used to quantify the impacts of the variations in the factors which are responsible for both supply and demand of beef in production and exports is necessary to conduct this study. An analytical study regarding several aspects of production, consumption and beef trading in both domestic and international markets is necessary to construct a theoretical model. Moreover, this study involves the influence of the use of risk management and financing of production tools (CPR, future contracts and term markets) in the increase in beef supply observed over the last years. Results show that the stock of animals influences the growth of the cattle product and Brazilian beef exports. A positive shock of 1% in this variable increases the product in 7.6% after eight trimesters, and, as for shipments, in roughly 13%. Results indicate also that the increase in the bovine livestock reduces prices paid to producers and values in the retail market. Yield is also an important variable, because it has affected positively and expressively production and shipments. The effects of prices paid to producers and in the retail market are expressive, but only in the short-terms. Concerning results of the historical decomposition of forecast mistakes, it can be inferred that the model has presented a good performance regarding adjustment for some variables, such as animal stocks and prices paid to producers. As for the results of the decomposition of oscillations of forecast mistakes, it can be said that several results found corroborate that obtained in the impulse response function.


Key-words: Beef cattle; Exports; Animal stock; Trading

## LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Rebanho bovino brasileiro em milhões de cabeças, 1945 a 2010 ..... 25
Figura 2 - Rebanho bovino brasileiro por região geográfica em milhões de cabeças, de 1974 a 2010 ..... 26
.....
Figura 3 - Maiores exportadores mundiais de carne bovina (mil toneladas), 1991 a 2009 ..... 28
Figura 4 - Crédito rural destinado à atividade pecuária, 1969 a 2010 (valores constantes de 2010) ..... 37
Figura 5 - Participação relativa de cada região geográfica no total de recursos do crédito rural pecuário, 1969-2010, (valores constantes de 2010) ..... 39
Figura 6 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário, 1969 a 2010, (valores constantes de 2010) ..... 42
Figura 7 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Norte, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010) ..... 43
Figura 8 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Nordeste, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010, bilhões de reais) ..... 44
Figura 9 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Sudeste, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010) ..... 45
Figura 10 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Sul, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010) ..... 46
Figura 11 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Centro-Oeste, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010) ..... 46
Figura 12 - CPR de bovinos de corte registradas no Banco Central e no balcão da CETIP, 2004 a 2009, (valores constantes de 2009) ..... 48
Figura 13 - NPR e DR de bovinos de corte, 1998 a 2010, (valores constantes de 2010) ..... 49
Figura 14 - Evolução do índice de exportações de carnes ..... 91
Figura 15 - Evolução do índice de produtividade do rebanho bovino ..... 92

Figura 16 - Evolução do índice da produção total de carnes bovina ..... 92
Figura 17 – Evolução do índice do número total de animais abatidos..... 93
Figura 18 - Evolução do índice de preços ao produtor (arroba de boi gordo)..... 94
Figura 19 - Evolução do índice de preços ao varejo (carne bovina)..... 94
Figura 20 - Evolução do índice da renda interna (PIB)..... 95
Figura 21 - Evolução do índice do estoque de animais (produto) da pecuária bovina ..... 96
Figura 22 - Função de impulso-resposta acumulada da produção a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna..... 102
Figura 23 - Função de impulso-resposta acumulada das exportações a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna..... 103
Figura 24 - Função de impulso-resposta acumulada do estoque de animais a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna..... 104
Figura 25 - Função de impulso-resposta acumulada da produtividade a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna..... 105
Figura 26 - Função de impulso-resposta acumulada dos preços ao produtor a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna..... 106
Figura 27 - Função de impulso-resposta acumulada dos preços ao varejo a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna..... 107
Figura 28 - Previsões do produto da pecuária de corte baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo e série efetiva do produto da pecuária de corte..... 108
Figura 29 - Decomposição histórica do erro total de previsão do produto da pecuária de corte em valores atribuídos a cada variável do sistema ..... 109

Figura 30 - Distribuição acumulada dos erros de previsão do produto da pecuária de corte ..... 109
Figura 31 - Previsões das exportações de carne bovina baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo e série efetiva de exportações de carne bovina ..... 110
Figura 32 - Decomposição histórica do erro total de previsão das exportações em valores atribuídos a cada variável do sistema ..... 111
Figura 33 - Distribuição acumulada dos erros de previsão das exportações brasileiras de carne bovina ..... 112
Figura 34 - Previsões da produtividade baseadas no conjunto das variáveis explicativas e série efetiva de produtividade ..... 113
Figura 35 - Decomposição histórica do erro total de previsão da produtividade em valores atribuídos a cada variável do sistema ..... 113
Figura 36 - Distribuição acumulada dos erros de previsão da produtividade ..... 114
Figura 37 - Previsões do estoque de animais baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo e série efetiva do estoque de animais ..... 115
Figura 38 - Decomposição histórica do erro total de previsão do estoque de animais em valores atribuídos a cada variável do sistema ..... 115
Figura 39 - Distribuição acumulada dos erros de previsão do estoque de animais ..... 116
Figura 40 - Previsões dos preços ao produtor na pecuária bovina baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo, e série efetiva do preço ao produtor na pecuária bovina ..... 117
Figura 41 - Decomposição histórica do erro total de previsão do preço ao produtor em valores atribuídos a cada variável do sistema ..... 117
Figura 42 - Distribuição acumulada dos erros de previsão dos preços ao produtor ..... 118
Figura 43 – Previsões dos preços de carne bovina no varejo baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo, e série efetiva do preço da carne bovina no varejo ..... 119

Figura 44 - Decomposição histórica do erro total de previsão do preço ao varejo em valores atribuídos a cada variável do sistema ..... 119
Figura 45 - Distribuição acumulada dos erros de previsão dos preços ao varejo... 120
Figura 46 - Função de impulso-resposta acumulada da produção a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo..... 149
Figura 47 - Função de impulso-resposta acumulada das exportações a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo..... 150
Figura 48 - Função de impulso-resposta acumulada do estoque de animais a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo.. 150
Figura 49 - Função de impulso-resposta acumulada da produtividade a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo..... 151
Figura 50 - Função de impulso-resposta acumulada dos preços ao produtor a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo.. 151
Figura 51 - Função de impulso-resposta acumulada dos preços ao varejo a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo..... 152

## LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Taxas de crescimento do rebanho brasileiro e por região geográfica ..... 27
Tabela 2 - Principais destinos das exportações de carne bovina *in natura*, 2005-2009 (US$ mil) ..... 29
Tabela 3 - Taxa anual de crescimento (%) do crédito rural à pecuária, por regiões geográficas e Brasil (1969 – 2010) ..... 40
Tabela 4 - Total de títulos registrados, de 2005 a 2009 ..... 50
Tabela 5 - Número de contratos futuros de boi gordo negociados na BM&FBovespa e % de abate de 1998 a 2010 ..... 51
Tabela 6 - Matriz de relações contemporâneas ..... 97
Tabela 7 - Resultados dos testes de raiz unitária de Elliott-Rothenberg-Stock (DF-GLS) para as séries utilizadas no modelo .....
Tabela 8 - Resultados do teste de co-integração de Johansen..... 98
Tabela 9 - Estimativa para a matriz de coeficientes de relações contemporâneas do modelo que explica os determinantes do desempenho da pecuária de corte brasileira ..... 100
Tabela 10 - Organização dos preços *spot* e futuro para aplicação do teste de eficiência simples..... 141
Tabela 11 - Elasticidades de transmissão das cotações dos preços futuros para os preços *spot*, valores reais de dezembro de 2009 ..... 142
Tabela 12 - Elasticidades de transmissão das cotações dos preços futuros para os preços *spot*, valores nominais ..... 143
Tabela 13 - Matriz de relações contemporâneas – modelo alternativo ..... 148
Tabela 14 - Estimativa para a matriz de coeficientes de relações contemporâneas para o modelo alternativo ..... 149
Tabela 15 - Decomposição da variância do erro de previsão da produção..... 168
Tabela 16 - Decomposição da variância do erro de previsão das exportações ..... 168
Tabela 17 - Decomposição da variância do erro de previsão da produtividade ..... 169
Tabela 18 - Decomposição da variância do erro de previsão do estoque de animais ..... 169

Tabela 19 - Decomposição da variância do erro de previsão dos preços ao produtor ..... 170
Tabela 20 - Decomposição da variância do erro de previsão dos preços ao varejo ..... 170

# 1 INTRODUÇÃO

Na economia brasileira atual, o setor do agronegócio tem sido muito importante na geração de renda e de saldos positivos na balança comercial. Seu Produto Interno Bruto (PIB) alcançou, em valores constantes de 2009, R$ 735,3 bilhões (Centro de Estudos Avançadas em Economia Aplicada – CEPEA, 2010).

A pecuária e os setores a montante e a jusante são responsáveis por aproximadamente um terço do valor da produção do agronegócio brasileiro, e essa cadeia mostra-se estratégica para os anseios de crescimento da economia. Segundo dados do CEPEA, o valor bruto da produção (VBP) da pecuária em 2009 foi de R$ 85,8 bilhões. Já o agronegócio da pecuária, neste mesmo ano, teve VBP de R$ 221,9 bilhões.

A quantidade efetiva de bovinos existentes em território brasileiro em 2008 era de aproximadamente 203 milhões de cabeças – segundo o Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE - considerando de forma conjunta a pecuária de corte e a de leite e em 2010 foi de 176,6 milhões.

O setor tem se modernizado, em especial o segmento de abate e processamento de carnes. Importantes fusões e aquisições têm ocorrido no mercado brasileiro, com destaque para a empresa JBS que em período recente, tem adquirido plantas nacionais e internacionais, e já se consolida como a maior empresa mundial de produção de alimentos com base em proteína animal.

Um estudo realizado pelo Ministério da Agricultura Pecuária e Abastecimento - MAPA (2008) revela uma crescente participação do Brasil nas exportações mundiais de carne bovina, ultrapassando os 30% em período recente. De outro lado, a carne brasileira tem posição de destaque entre os produtos agropecuários exportados pelo Brasil, sendo um alimento importante quando se trata da geração de superávits na balança comercial. O aumento das exportações brasileiras de carne bovina ocorreu de forma mais expressiva a partir de 2000, e as projeções de crescimento até 2015 são de 2,48% ao ano (MAPA, 2008).

Diante do crescimento da pecuária e de ser ela cada vez mais importante para o cenário econômico nacional, também é fundamental conhecer as atuais políticas governamentais de fomento à atividade. Particularmente, a de financiamento, através

do crédito rural, e também conhecer a inserção dos novos instrumentos de financiamento pecuário que surgiram após o esgotamento do modelo tradicional. O valor de crédito rural disponibilizado pelo governo à pecuária em 1979 ultrapassou R$ 43 bilhões – valores correntes de 2010 -, e neste último ano de 2010, esse patamar ainda não fora retomado, quase se aproximando de R$ 20 bilhões. Diante desse cenário de claro esgotamento do modelo, tem crescido a utilização da Cédula de Produto Rural – CPR - pelos agentes que compõem o sistema agroindustrial da pecuária. Quanto aos denominados novos instrumentos, apesar de haver crescimento, ainda é pequena sua participação na atividade.

Outro importante objeto de estudo de diversos acadêmicos e especialistas do setor pecuário é a utilização e a importância do mercado futuro na comercialização e nos preços de boi gordo. Nos últimos anos tem crescido de forma muito expressiva a utilização dos contratos futuros da BM&FBOVESPA e o contrato de boi gordo tem sido o de maior liquidez. De 2000 a 2008, a taxa anual de crescimento do número de contratos negociados foi de 50,85%, em 2010 o volume de contratos foi de 1,15 milhões. Isso mostra a importância que vem ganhando o uso deste tipo de instrumento, como mitigador de riscos de preços.

Sendo assim, a importância da pecuária bovina na economia brasileira é notável e estudos que busquem identificar os fatores econômicos responsáveis pelo seu crescimento são essenciais.

O objetivo geral deste trabalho é o de identificar os fatores responsáveis pelo crescimento da pecuária de corte no Brasil. Propõe-se, para atingir tal objetivo, a construção de um modelo teórico que dê suporte à especificação de um modelo econométrico que permita quantificar os impactos de variações nos determinantes da oferta e da demanda de carne bovina sobre os volumes produzidos e comercializados desse alimento.

Pretende-se analisar, também, o uso de instrumentos de gerenciamento de risco e de financiamento da produção por agentes inseridos nessa atividade, sendo esses instrumentos a CPR, contratos futuros, mercado a termo e crédito rural

O presente estudo está dividido em 8 capítulos, a saber: introdução, aspectos econômicos da pecuária de corte, financiamento pecuário, revisão de literatura sobre

modelos econômicos, definição do modelo econômico utilizado, material e métodos, resultados e discussões e conclusões.

No capítulo dois, é traçado um panorama da pecuária, discutindo aspectos do rebanho: evolução, participação regional, taxas de crescimento em diferentes períodos e ainda, as regiões que se destacam atualmente como grandes produtoras. Além disso, também é discutido o cenário externo como a participação brasileira nas exportações e, os principais parceiros comerciais nos últimos anos.

No capítulo três, o objetivo é mostrar a evolução do crédito rural pecuário no Brasil, de acordo com as regiões geográficas, e identificar sua influência na dinâmica do rebanho brasileiro. Além disso, é feita uma descrição dos novos instrumentos de financiamento.

O quarto capítulo trata da revisão de literatura acerca da teoria do crescimento do produto. O objetivo é o de mostrar a gênese da questão, passando pelo modelo proposto por Blanchard e Quah (1989), discutindo as críticas e aplicações na macroeconomia e, ainda, as aplicações setoriais do modelo feitas para a agricultura e para o agronegócio brasileiro.

No quinto capítulo deste trabalho é descrito o modelo econômico proposto para se analisar os efeitos dos choques exógenos sobre as variáveis determinantes do crescimento do produto pecuário. Os materiais e métodos são descritos no capítulo seis. Os resultados e discussões são apresentados no capítulo sete e no oitavo as conclusões.

## 2 ASPECTOS ECONÔMICOS DA PECUÁRIA DE CORTE

Na Figura 1, observa-se o crescimento expressivo da quantidade efetiva de bovinos existentes em território brasileiro – segundo o IBGE - considerando de forma conjunta a pecuária de corte e de leite. A taxa anual de crescimento do período de 1945 a 2009 foi de 2,37%.

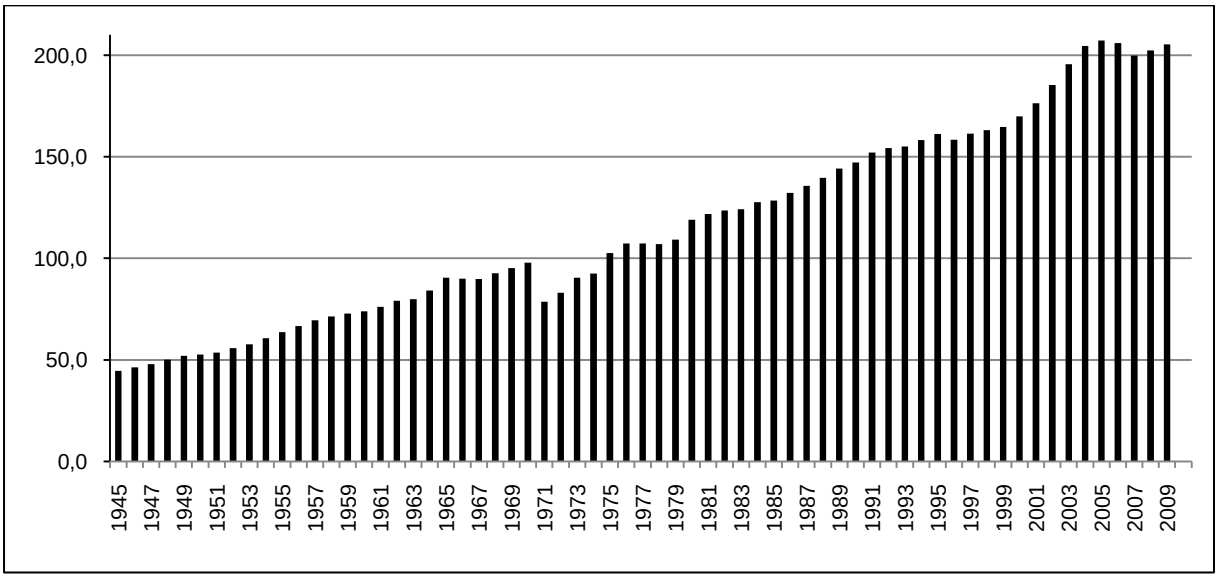


Figura 1 - Rebanho bovino brasileiro em milhões de cabeças, 1945 a 2009

Fonte: IBGE (2010) e ANUALPEC (vários anos).

Os maiores criadores encontram-se no eixo Centro-Sul, nos estados de Mato Grosso, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais e Goiás, com participação de cerca de 45% do total. O número de estabelecimentos nos estados da Região Centro-Oeste é pequeno em comparação com os demais estados, o que mostra, considerando a grande produção do Centro-Oeste, que nesta região existem grandes propriedades inseridas na atividade pecuária. Segundo dados do Censo Agropecuário de 2006 (fornecidos pelo IBGE em 2008), o número total de estabelecimentos envolvidos com a pecuária no Brasil é cerca de 2,28 milhões. O tamanho médio dos estabelecimentos no Centro-Oeste é de 315,99 ha, contra 87,78 ha no restante do país.

É interessante traçar um panorama da dinâmica regional do rebanho brasileiro desde 1974 até 2010. Observa-se crescimento do rebanho das regiões Centro-Oeste e

Norte, em especial desta última. Por outro lado, nas demais regiões o crescimento foi pouco expressivo (Figura 2).

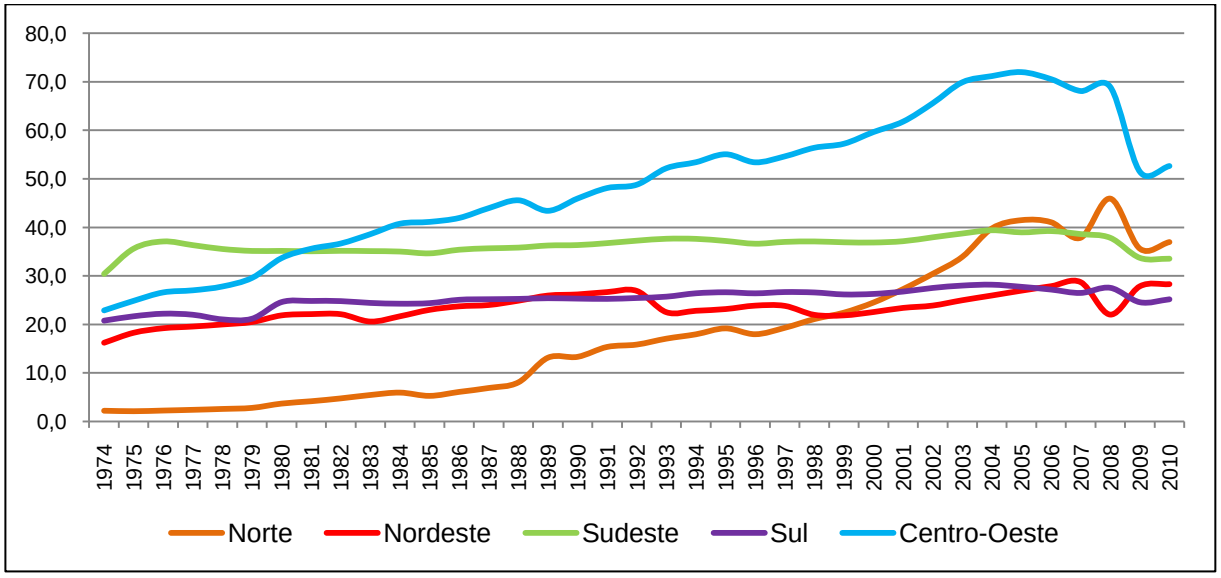


Figura 2 - Rebanho bovino brasileiro por região geográfica em milhões de cabeças, de 1974 a 2010

Fonte: IBGE (2009) e ANUALPEC (2010).

Uma análise mais criteriosa do tema pode ser feita através das taxas geométricas de crescimento observadas em cada região (Tabela 1). A região Norte apresentou as maiores taxas anuais de crescimento do rebanho, com destaque para os anos oitenta, quando ela atingiu 11,61%. No período todo, o crescimento do rebanho na Região Norte foi de 9,59% a.a., muito maior que o observado nas demais regiões. Outro fato que chama atenção é o menor crescimento do rebanho na região Sudeste, tradicional produtora de gado. No período todo foi praticamente nulo, ficando a taxa anual em 0,24%. Tanto nos anos noventa como na década seguinte, diversas regiões tiveram crescimento inexpressivo de seu rebanho. Nos anos noventa, a região Nordeste apresentou uma taxa negativa de 2,04% ao ano.

Tabela 1 - Taxas de crescimento do rebanho brasileiro e por região geográfica

| Região socioeconômica | Taxas anuais de crescimento do rebanho | | | | |
|---|---|---|---|---|---|
| | Décadas | | | | Período Total |
| | 1974-79 | 1980-89 | 1990-99 | 2000-10 | 1974-2010 |
| Norte | 5,41 | 11,61 | 5,05 | 4,26 | 9,59 |
| Nordeste | 4,24 | 1,99 | -2,04 | 1,77 | 0,88 |
| Sudeste | 2,01 | 0,31 | 0,05 | -0,80 | 0,24 |
| SUL | -0,02 | 0,34 | 0,60 | -0,64 | 0,62 |
| Centro-Oeste | 4,79 | 3,19 | 2,30 | -1,15 | 2,82 |
| Brasil | 2,77 | 2,05 | 1,02 | 0,39 | 2,00 |

Fonte: Elaboração do autor com base nos dados do IBGE (vários anos) e ANUALPEC (2010).

Observou-se significativo avanço no processo de industrialização da carne bovina brasileira. No Brasil, existem cerca de 10 grandes frigoríficos e, segundo o CEPEA (2008), os 5 maiores são responsáveis por aproximadamente 38% da capacidade instalada de abate. A tecnologia de processamento avançou significativamente ao longo do tempo e hoje essas plantas são comparáveis, se não superiores, às americanas e européias. Grupos brasileiros estão realizando investimentos em países como Estados Unidos, Austrália, Argentina e Uruguai. Como exemplo tem-se o grupo brasileiro JBS, dono da Friboi, que adquiriu a americana Swift e recentemente a brasileira Bertin, e tornou-se o maior conglomerado do mundo no setor de proteína de origem bovina e a maior empresa brasileira de alimentos, como já mencionado.

O Brasil tornou-se o maior exportador mundial de carne bovina em 2003, e vem consolidando esta liderança desde então. No entanto, no triênio 2007-2009, houve redução no volume exportado (Figura 3).

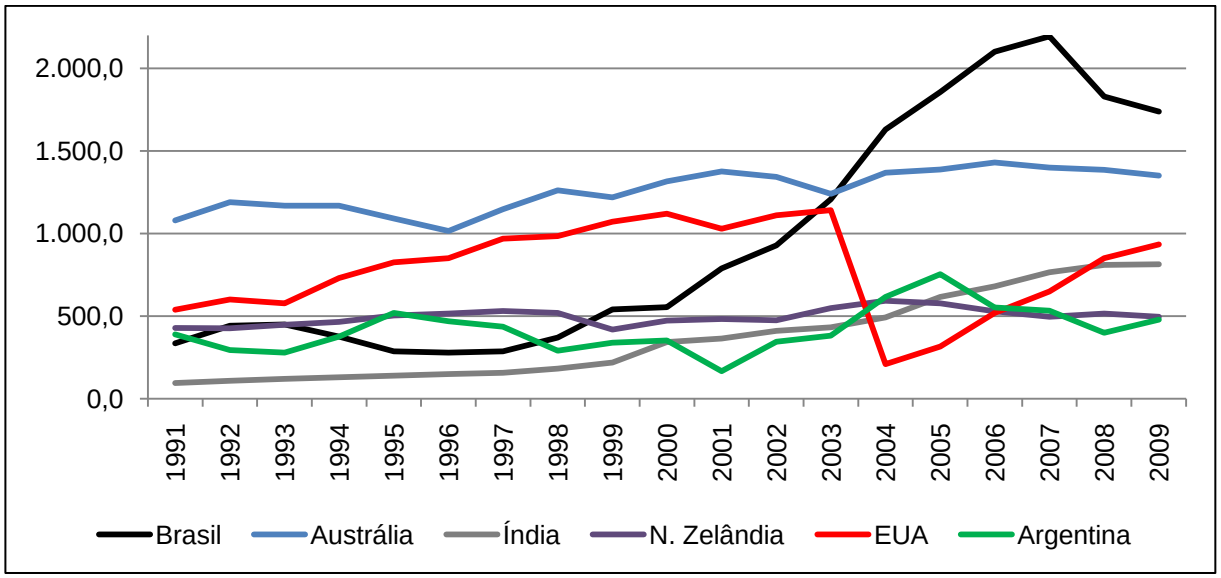


Figura 3 – Maiores exportadores mundiais de carne bovina (mil toneladas), 1991 a 2009

Fonte: *United States Department of Agriculture* - USDA (2010).

Para um país exportador de carnes é importante possuir uma pauta diversificada de produtos e ter um grande número de países compradores. O fato de se exportar para um número maior de destinos reduz o risco associado às grandes variações na demanda interna de cada país. Em estudo realizado pelo MAPA, Secretaria de Política Agrícola – SPA e do Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura - IICA (2007) mostra que os melhores clientes são aqueles que compram em grande quantidade e também numa pauta diversificada de itens. A Tabela 2 mostra os principais importadores de carne brasileira de 2005 a 2009. Destaca-se a Rússia, seguida por Hong-Kong, Egito e Países Baixos.

Os 10 principais países importadores da carne bovina brasileira entre 2005 e 2009 foram responsáveis por 67,34% do valor total exportado pelo país. Trata-se de uma expressiva concentração diante de 106 países importadores. O produto de destaque é a carne bovina desossada e congelada, seguida pela fresca ou resfriada. Outro fato importante é o crescimento das exportações entre 2005 e 2009 - um aumento superior a US$ 1,5 bilhões. A Rússia se consolida como o principal importador da carne brasileira, com uma parcela superior a 25% do volume total exportado pelo Brasil no período.

Tabela 2 - Principais destinos das exportações de carne bovina *in natura*, 2005-2009 (US$ mil)

| **Países** | **2005** | **2006** | **2007** | **2008** | **2009** | **Participação de cada país no total exportado em 2005-2009 (%)** |
|---|---|---|---|---|---|---|
| Rússia | 555.273 | 743.188 | 967.634 | 1.476.203 | 952.812 | 25,40 |
| Hong Kong | 43.738 | 61.122 | 97.467 | 488.277 | 612.136 | 7,05 |
| Irã | 11.837 | 107.234 | 145.228 | 322.836 | 335.352 | 4,99 |
| Egito | 252.714 | 364.185 | 333.135 | 236.168 | 217.175 | 7,59 |
| Reino Unido | 181.661 | 189.577 | 119.464 | 220.786 | 168.163 | 4,76 |
| Venezuela | 19.278 | 33.724 | 124.634 | 418.415 | 165.013 | 4,12 |
| Itália | 152.685 | 232.563 | 239.702 | 145.712 | 159.203 | 5,03 |
| Argélia | 75.693 | 101.707 | 104.979 | 165.299 | 142.300 | 3,19 |
| Países Baixos | 191.486 | 253.562 | 309.363 | 169.848 | 126.808 | 5,69 |
| Arábia Saudita | 57.686 | 80.983 | 92.427 | 138.759 | 97.185 | 2,53 |
| Israel | 37.863 | 69.423 | 67.493 | 140.488 | 91.259 | 2,20 |
| Líbia | 26.963 | 37.965 | 36.971 | 88.713 | 57.531 | 1,34 |
| Alemanha | 79.706 | 96.201 | 125.528 | 53.268 | 51.006 | 2,20 |
| Emirados Árabes | 18.013 | 28.305 | 34.023 | 63.364 | 36.905 | 0,98 |
| Filipinas | 31.076 | 42.260 | 57.506 | 43.961 | 31.281 | 1,11 |
| Cingapura | 23.612 | 24.774 | 28.264 | 34.608 | 16.912 | 0,69 |
| Outros Países | 659.827 | 667.733 | 601.908 | 1.118.688 | 857.441 | 21,13 |
| Total | 2.419.111 | 3.134.506 | 3.485.726 | 5.325.393 | 4.118.482 | 100,00 |

Fonte: MDIC/SECEX/SDP, (2010).

# 3 FINANCIAMENTO PECUÁRIO NO BRASIL

Neste capítulo discute-se o financiamento da pecuária no Brasil com a finalidade de através de uma análise qualitativa, fazer inferência sobre o papel que ele teve no crescimento dessa atividade.

## 3.1 Instrumentos de financiamento rural

A gênese do crédito rural no Brasil, segundo Guedes Filho, 1999[1] apud Spolador e Melo (2003), foi em 1931, quando o governo federal, através do Banco do Brasil, passou a financiar as compras de café. Com a crise econômica da década de 1930, outros setores passaram a pressionar o governo para apoio creditício. No entanto, foi somente a partir de 1965, por meio da Lei nº 4.289, que foi estabelecida no Brasil a política de crédito rural, gerida então pelo Sistema Nacional de Crédito Rural (SNCR).

Os principais objetivos do SNCR eram: 1) financiar parte dos custos de produção da agropecuária; 2) fomentar a formação de capital; 3) acelerar a adoção de novas tecnologias; e 4) fortalecer os pequenos e médios produtores.

A política de crédito rural teve um histórico de altos volumes de recursos disponibilizados e, além disso, a taxas de juros subsidiadas durante a década de 1970 e início da década de 1980. Este cenário é tratado em detalhes por Araújo (1983) e Sayad (1984) e, segundo estes autores, enquanto a taxa de juros do crédito rural oscilava entre 15% e 17% ao ano, o próprio governo tomava emprestado dinheiro a taxas de juros médias anuais de 50%.

Araújo (1983) relata que entre 1969 e 1979 a taxa anual de crescimento do crédito de custeio foi de 18% a.a., o crédito de investimento cresceu a 16% a.a. e o crédito de comercialização cresceu a 17% a.a., o que gerou um crescimento acumulado de 403% no período. Do total do crédito agrícola, cerca de três quartos estavam concentrados em sete culturas: café, algodão, cana-de-açúcar, arroz, milho, trigo e soja.

---

[1] GUEDES FILHO, E.M. Financiamento na agricultura brasileira. / Apresentado no Workshop Instrumentos Públicos e Privados de Financiamento e de Gerenciamento de Risco, Piracicaba, 1999.

Gasques et al. (2000) mostram que, em média, o volume de crédito rural concedido no final dos anos 90 representava menos que 30% dos recursos concedidos no auge do sistema de crédito rural durante os anos de 1970. Este resultado mostra o esgotamento do sistema tradicional de financiamento baseado nos recursos do Tesouro Nacional. Observou-se, também, a grande dificuldade do governo federal controlar seus gastos e sua incapacidade em arquitetar um modelo alternativo de crédito rural.

Sayad (1984) estima que 69,6% de todo o volume de crédito rural viabilizado para a Região Sul no biênio 1969-70 foi concedido a propriedades rurais com tamanho superior a 200 ha. Como os juros são apenas um dos componentes de um contrato de crédito, a maioria dos recursos era disponibilizada aos demandantes que ofereciam um menor risco, ou seja, garantias maiores.

Outra característica do crédito rural era sua fungibilidade, ou seja, os altos subsídios atuavam como um incentivo aos demandantes a aplicarem a maior parte do excedente da agropecuária em outras atividades mais rentáveis. Schuh (1975), ao tratar a questão da modernização na agropecuária, afirma que a política de crédito subsidiado, aliada às elevadas taxas de inflação, foi uma das causas do lento processo de modernização da agropecuária. O cenário de incerteza e a falta de garantias de preços pouco estimularam os produtores a reinvestirem o excedente na própria atividade ou em outras afins.

Barros e Araújo (1991) discutiram o papel do crédito rural no processo inflacionário brasileiro. Com o aumento da inflação no final da década de 1970, as taxas altamente subsidiadas geraram um elevado custo social, que foi agravado pela crise de crédito da década seguinte. Os autores destacam duas importantes alterações após 1980: a diminuição dos recursos alocados e a redução dos subsídios implícitos nas taxas de juros. Com a menor participação do governo como agente financiador, tornou-se necessário a busca de outras fontes de financiamentos, entre as quais ganhou destaque o uso de recursos próprios.

Estes autores ainda trataram de um marco na política de crédito rural brasileira: o fim da conta movimento do Banco do Brasil em 1986 e a criação da poupança rural. O fornecimento de crédito rural via dívida pública chegou a um ponto insustentável. O

crédito rural passou a ser uma questão de política fiscal, no qual o agente financiador responsável passou a ser o Tesouro Nacional.

Quanto à pecuária, predominou o crédito de custeio, especialmente para a bovinocultura, que nos anos de 1969, 1975 e 1979 demandou 36,8%, 69,4% e 33,4%, respectivamente, do total de crédito de custeio à pecuária. Neste período, do total destinado à agropecuária 26,8% a 31,2% foram especificamente à pecuária (ARAÚJO,1983). Este mesmo autor trata das diferenças regionais existentes na distribuição do crédito rural. Destaca que as propriedades maiores, mais modernas e detentoras de maiores garantias, tinham um acesso maior ao crédito rural.

Segundo Macedo (2009), a pecuária de corte bovina no Brasil sempre se caracterizou pela dificuldade em utilizar recursos próprios para inversões no próprio setor. A dependência de recursos provenientes do governo federal sempre foi uma característica dessa atividade. Ao mesmo tempo, as normas de concessão de crédito rural oficial priorizaram as atividades agrícolas e a pecuária leiteira em detrimento à de corte bovina.

### 3.1.1 Os novos instrumentos de financiamento agropecuário

Diversos estudos sobre financiamento agropecuário, dentre eles Gasques et al. (2000), Bacha e Silva (2005), Spolador e Melo (2003) e Souza e Bacha (2009) apontam para a escassez de recursos públicos que, por sua vez, colaboraram para o esgotamento do modelo tradicional de financiamento agropecuário. Diante deste cenário, passou-se a estudos para a criação de novos instrumentos de financiamento.

Spolador e Melo (2003) tratam da exaustão do sistema de financiamento da atividade rural apenas com base no crédito rural subsidiado no Brasil. Os autores relatam o crescente uso de recursos privados destinados a suprir a ausência dos públicos; no entanto, salientam que há vários obstáculos a serem transpostos. Dentre os principais, estão os elevados custos das operações, inexistência de uma legislação específica e adequada, insegurança quanto ao cumprimento de contratos.

Para Spolador e Melo (2003), não há dúvidas que para haver uma maior participação do setor privado, como agente financiador da atividade agropecuária, é

essencial que o governo fomente e execute uma ampla reforma do sistema financeiro. Sugerem, ainda, que esta reforma privilegie a criação de instrumentos de minimização de risco.

Há uma ampla discussão na literatura sobre o mercado de crédito. Em particular, sobre a existência de assimetria de informações e suas conseqüências para os tomadores e os emprestadores de recursos. Além desse obstáculo, há ainda a falta de uma estrutura legal, e estes elementos acabam por elevar os custos das operações. Eliminar ou tentar minimizar estas falhas é o papel de um governo que busque elaborar um novo modelo de financiamento da atividade agropecuária (SPOLADOR; MELO, 2003).

Bacha e Silva (2005) apontaram um novo cenário para o crédito rural agropecuário brasileiro nos anos 1990, com a diminuição da importância do Tesouro Nacional como agente financiador, maior importância dos instrumentos privados e o aumento da taxa de juros real. O objetivo do artigo destes autores foi o de avaliar os novos instrumentos de financiamento disponíveis e seus respectivos desempenhos. Os principais instrumentos são: CPR (Cédula de Produto Rural), CDA (Certificado de Depósito Agropecuário), WA (*Warrant* Agropecuário), CDCA (Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio), LCA (Letra de Crédito do Agronegócio) e CRA (Certificado de Recebíveis do Agronegócio)[2]. Dentre os principais objetivos da criação desses novos instrumentos estavam: aumentar a participação do setor privado na concessão do crédito rural, elevar a disponibilidade de capital, gerar maior quantidade de capital de giro no sistema e aliviar os cofres públicos da oferta de crédito rural.

A partir de 1998, há registros no Anuário Estatístico do Crédito Rural sobre os valores referentes a outra fonte de financiamento utilizadas pela pecuária, referente a antecipação de recursos via descontos: NPR (Nota Promissória Rural) e DR (Duplicata Rural). Trata-se de uma linha de crédito que permite ao produtor rural ou à cooperativa antecipar o valor da venda a prazo dos produtos rurais, que comercializam.

Macedo (2006) faz uma descrição destes instrumentos, destacando a finalidade, beneficiários, prazos, garantias e encargos financeiros. Segundo o citado autor, a NPR é emitida pelo comprador (agroindústria) e a DR pelo vendedor (pecuarista). A

[2] Vide o detalhamento de cada um desses instrumentos no ANEXO A.

finalidade de ambos é a possibilidade de vender a produção a prazo e receber a vista (via desconto bancário). Os prazos de vencimento desses documentos variam e podem chegar a 360 dias, sendo que são transacionados à taxa de juros de mercado.

Uma questão que torna difícil a mensuração das reais transações com CPR, CDCA e CRA, é que não existe o registro de todas as transações feitas com esses títulos. No caso da CPR, muitas são registradas em cartório ou em balcões como, por exemplo, o da Central de Custódia e Liquidação – CETIP, atualmente autodenominada Balcão Organizado de Ativos e Derivativos. No entanto, grande parte delas são as chamadas CPRs de “gaveta”, que não possuem qualquer registro oficial (BACHA; SILVA, 2005).

Sant’Anna e Ferreira (2006) ressaltam a relevância que os novos instrumentos de crédito rural estão ganhando em economias em desenvolvimento, como a brasileira. Mecanismos parafiscais, bancos públicos e os recursos da aplicação compulsória dos bancos comerciais respondem pela quase totalidade do financiamento da atividade corrente e de investimento do setor. O Banco Nacional de Desenvolvimento Econômico e Social – BNDES, segundo os autores, tem aumentado sua participação nos empréstimos destinados à aquisição de máquinas e equipamentos agropecuários, passando de 17% em 1995 para 58% em 2004.

Souza e Bacha (2009) analisaram e compararam as vantagens e desvantagens dos novos instrumentos de financiamento do agronegócio e constataram que a CPR foi o mais utilizado dos instrumentos em 2007, seguida do CDA/WA, do CDCA e da LCA. O trabalho desses autores mostrou uma elevada informalidade no uso da CPR e uma alta concentração no Banco do Brasil nas negociações desse título.

## 3.2 Evolução do financiamento rural para a pecuária e sua relação com a dinâmica regional dessa atividade no Brasil

Historicamente, a agropecuária tem exercido importante papel na economia brasileira, seja na geração de renda e emprego, seja na geração de saldo comercial. No entanto, o desempenho das atividades que compõem a agricultura e a pecuária, têm sido não homogêneos. Além disso, os segmentos da agropecuária não têm recebido

equitativamente os benefícios das políticas agrícolas, como, por exemplo, os do crédito rural.

Segundo o MAPA (2009), para a safra 2009/2010, os volumes disponíveis para o crédito rural foram 37% maiores que os da safra anterior. Para a agricultura comercial, a oferta de recursos foi de R$ 92,5 bilhões (42,3% maior que na safra passada) e de R$ 15 bilhões para a agricultura familiar.

Diante da importância da pecuária para a economia brasileira e da necessidade de se compreender melhor o papel da política agrícola no seu desempenho, é fundamental analisar a evolução do financiamento rural para essa atividade, focando tanto nos instrumentos considerados tradicionais como nos chamados novos instrumentos de financiamento do agronegócio. Em específico, analisa-se a composição do crédito rural pecuário no Brasil, de 1969 a 2008, e o comparando-as com a distribuição regional do rebanho.

### 3.2.1 A utilização dos instrumentos de financiamento pela pecuária

É amplamente discutida na literatura econômica a importância de constantes inversões de recursos em investimentos, como forma de aumentar a produtividade e a competitividade de qualquer setor da economia. Na atividade agropecuária, e particularmente na pecuária de corte bovina não é diferente. Macedo (2009) destaca a importância dos recursos do crédito rural e de sua contribuição para a intensificação produtiva e modernização do setor. Questiona-se se a relação entre crédito e crescimento da pecuária é a mesma em todas as regiões do Brasil e se ela não se altera ao longo do tempo.

## 3.3 Análise descritiva da dinâmica do financiamento pecuário

A metolodogia aqui utilizada é a análise interpretativa de dados secundários coletados junto ao Anuário do Crédito Rural de 1969 a 1985, que passou a ser chamado de Anuário Estatístico do Crédito Rural a partir de 1986. Os dados do rebanho bovino foram coletados junto ao Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística - IBGE e

no Anuário da Pecuária Brasileira - ANUALPEC. O Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) foi usado como deflator dos valores nominais do crédito rural, de modo a obter os valores constantes de 2010. As taxas de crescimento foram calculadas a partir do Modelo *Semilogarítmo,* descrito por Gujarati (2006, p. 145-147). As relações entre as séries de crédito e tamanho do rebanho foram avaliadas por meio de coeficientes de correlação.

### 3.4 Dinâmica do crédito rural destinado à pecuária e do rebanho bovino

A Figura 4 traz a evolução dos recursos do crédito rural para a pecuária de 1969 a 2010.

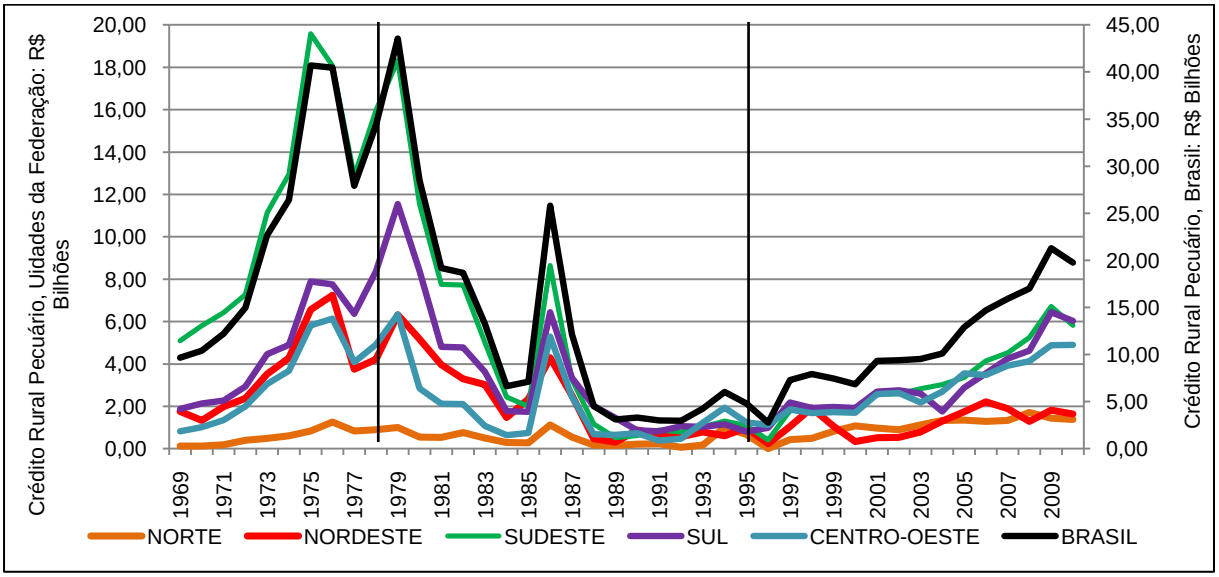


Figura 4 - Crédito rural destinado à atividade pecuária, 1969 a 2010 (valores constantes de 2010)

Fonte: Crédito Rural, Dados Estatísticos (1969–1985); Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010).

É possível notar três fases distintas do crédito rural pecuário: 1) o período de crescimento de 1969 a 1979; 2) o forte declínio seguido de estagnação de 1980 a 1996; e 3) a retomada de crescimento de 1996 a 2010. O período áureo de concessão do crédito rural no Brasil foi durante a década de 1970, na qual parecia que as fontes de

recursos eram inesgotáveis. Conforme apontado por Araujo (1983) e Sayad (1984), nesse período as taxas de juros eram extremamente baixas, chegando a ser, em termos reais, negativas. Barros e Araujo (1991) afirmaram que estas taxas baixas e subsidiadas de juros contribuíram intimamente para o processo inflacionário dos anos 1970 e 1980.

O segundo período, o mais longo e caracterizado pelo declínio seguido de estagnação do crédito rural para a pecuária, foi justamente aquele no qual ocorreu o fim da Conta Movimento do Banco do Brasil junto ao Banco Central em 1986. Mesmo com a elevação dos valores disponibilizados para o crédito rural neste ano, houve o esgotamento do sistema de financiamento da atividade rural até então vigente. Isto levou a intensificar, na década de noventa, a discussão acerca da estruturação de um novo modelo de financiamento da agropecuária.

A partir de 1997 teve início a retomada dos recursos disponibilizados ao crédito rural pecuário. As regiões que receberam as maiores somas de recursos foram a Centro-Oeste, seguidas pela Sul e Sudeste. O exame da Figura 5 permite uma melhor visualização da participação de cada região geográfica no total disponibilizado para o financiamento da atividade pecuária.

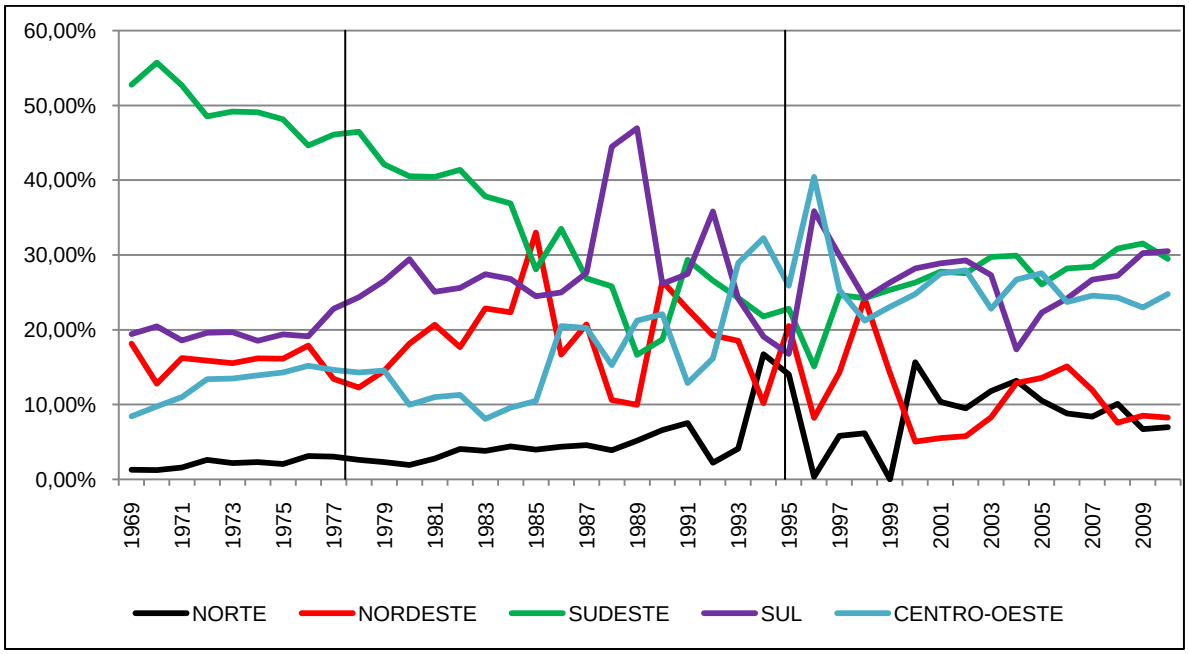


Figura 5 - Participação relativa de cada região geográfica no total de recursos do crédito rural pecuário, 1969-2010, (valores constantes de 2010)

Fonte: Crédito Rural, Dados Estatísticos (1969–1985); Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010).

Considerando a divisão proposta na Figura 4, observa-se que no primeiro período (áureo na concessão do crédito rural no Brasil), a região Sudeste foi a que deteve as maiores somas de crédito rural pecuário. A média chegou a mais de 48% do volume total de recursos, atingindo seu ápice em 1970 com 55,73% de participação. No outro extremo, a região Norte teve média histórica no primeiro período de apenas 2,21% do total de crédito concedido à pecuária. O Centro-Oeste, no entanto, diferentemente das demais regiões, elevou sua participação relativa no volume total de recursos, passando de 8,43% em 1969 para 14,56% em 1979, com média histórica de 13% do crédito rural pecuário.

De 1980 a 1996 (segundo período), a região Sudeste perdeu representatividade nos volumes de crédito rural pecuário recebidos, atingindo uma média de apenas 28,61%, quase 20 pontos percentuais menor que no período anterior. De outro lado, a região Sul ganhou espaço chegando a 46,95% em 1989, com média de 28,71% no período, desbancando o Sudeste. A região Centro-Oeste manteve a mesma característica da década de 1970, mas com ganho expressivo de participação após

meados dos anos de 1990. Por fim, a Região Norte continuou elevando sua participação no financiamento da atividade pecuária, em especial após a década de 1990.

Quanto ao Nordeste, nos dois primeiros períodos, sua participação relativa manteve-se praticamente a mesma, oscilando perto de 15%. Mas de 1997 a 2008 (terceiro período), essa participação teve redução, passando a pouco mais que 11%.

No terceiro período, as regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste detiveram juntas quase 80% do crédito rural pecuário, sendo respectivamente a participação de cada uma delas de 27,60%, 25,97% e 25,12%. A região Norte elevou sua participação para cerca de 10%, contra apenas 5,32% do período anterior e dos 2,21% do primeiro período.

A Tabela 3 apresenta as taxas anuais de crescimento do crédito rural concedido à pecuária em cada uma das regiões do Brasil para os períodos considerados na Figura 4.

Tabela 3 - Taxa anual de crescimento (%) do crédito rural à pecuária, por regiões geográficas e Brasil (1969 – 2010)

| Região socioeconômica | Décadas | | | Período Total |
|---|---|---|---|---|
| | 1969-1979 | 1980-1996 | 1997-2010 | 1969-2010 |
| Norte | 24,02 | -11,70 | 8,76 | 2,73 |
| Nordeste | 13,50 | -15,73 | 6,87 | -3,58 |
| Sudeste | 12,58 | -17,48 | 11,10 | -3,74 |
| Sul | 18,09 | -13,48 | 9,40 | -1,27 |
| Centro-Oeste | 20,94 | -5,90 | 9,39 | 0,65 |
| Brasil | 15,11 | -13,16 | 9,23 | -1,94 |

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Crédito Rural, Dados Estatísticos (1969–1985) e do Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010).

No primeiro período (1969 - 1979), no qual os recursos eram fartos, o volume de dinheiro destinado ao crédito rural foi crescente em todas as regiões, cujo ápice se deu em 1979, atingindo o total de, em valores constantes de 2010, R$ 43,5 bilhões. O destaque vai para a região Norte que obteve um crescimento de 24,02% a.a., seguido

pelo Centro-Oeste (20,94% a.a.). O Nordeste e o Sudeste tiveram crescimento abaixo do total nacional, e o Sul um pouco acima.

No segundo período, que vai de 1980 a 1996, o cenário foi bem distinto. Como já mencionado, foi uma época onde os recursos diminuíram devido à falência do próprio sistema tradicional de concessão do crédito rural, das dificuldades do governo em gerir esses recursos e do fim da Conta Movimento do Banco do Brasil junto ao Banco Central, em 1986. Sem exceção, todas as regiões apresentaram taxas de crescimento negativas, com destaque para o Sul, que historicamente sempre havia sido o maior usuário dos recursos, com taxa de crescimento de -13,48% a.a.. A média anual dos recursos que eram de R$ 10,3 bilhões no período áureo, se reduziu à R$ 2,2 bilhões entre 1980 e 1996. As demais regiões também tiveram significativas reduções nas inversões de recursos, conforme mostram os dados da coluna três da Tabela 3. A região Centro-Oeste foi a que menos sofreu, com uma taxa de crescimento anual de -5,90 %.

O período caracterizado por uma retomada no crescimento dos recursos para o financiamento da atividade pecuária, que vai de 1997 a 2010, está na coluna 4 da Tabela 3. A região Sudeste se destaca com uma taxa anual de crescimento de 11,10% e é seguida pela Sul, com 9,40% a.a.. As taxas de crescimento anual do volume de crédito rural das demais regiões e para todo o Brasil ficaram na casa de um dígito, mas nenhuma foi negativa. No entanto, mesmo com este desempenho positivo, o mesmo ficou abaixo do crescimento da concessão de crédito rural da década de 1970.

Por fim, a taxa de crescimento anual da concessão de crédito rural do período completo (1969 a 2010) está na última coluna da Tabela 3 e não há um padrão em relação aos sinais. Puxados pelo crescimento acima de 20% ao ano durante o período áureo, as regiões Norte e Centro-Oeste obtiveram uma taxa anual positiva de 2,73% e 0,65%, respectivamente, no período completo aqui analisado. As demais regiões apresentaram taxas anuais negativas e a nacional ficou em -1,94%, de 1969 a 2010.

A Figura 6 mostra a evolução do total de crédito rural à pecuária e a evolução do rebanho bovino brasileiro. O objetivo é tentar visualizar se há relação entre o crescimento do rebanho e das inversões de financiamento, identificando assim se o crédito pode ter contribuído para o crescimento do número de cabeças.

O comportamento da série do crédito rural já foi explicada em detalhes na Figura 4. Já a evolução do rebanho apresenta uma dinâmica bem diferente relativamente ao crédito, com uma tendência de crescimento desde o princípio. Cabe agora tentar verificar se o rebanho bovino, subdivido por regiões geográficas, apresenta alguma peculiaridade quanto ao comportamento do nacional e compará-lo com a evolução regional do crédito rural.

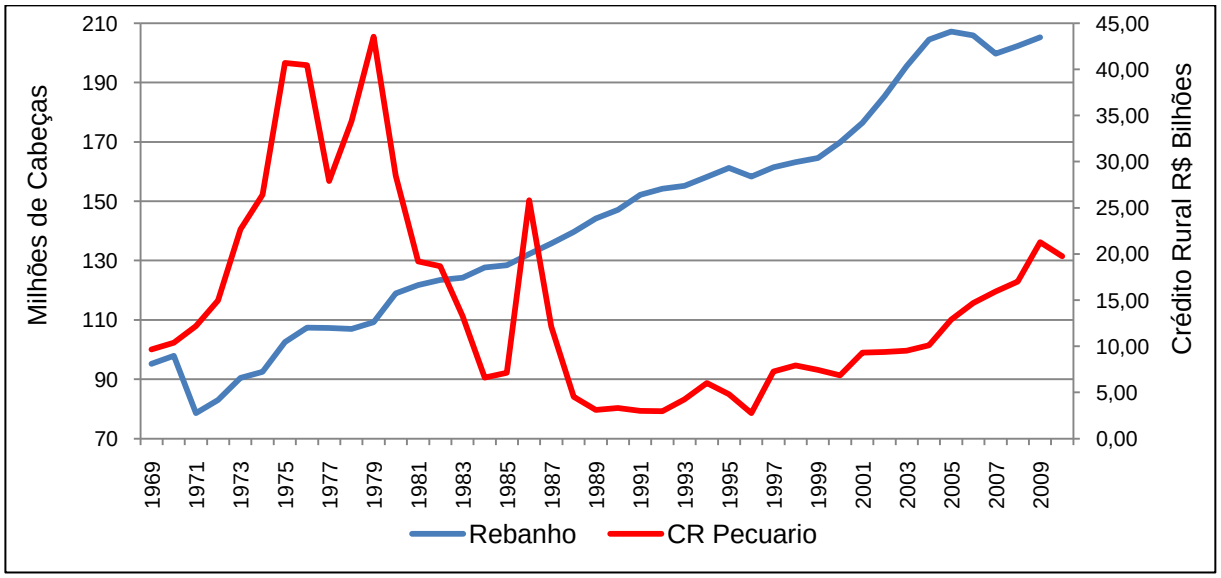


Figura 6 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário, 1969 a 2010, (valores constantes de 2010)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Crédito Rural, Dados Estatísticos (1974–1985), do Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010) e do ANUALPEC (vários anos).

As Figuras de 7 a 11 trazem a comparação entre o crescimento do crédito rural e o crescimento do rebanho, subdivididos em regiões geográficas. É possível verificar, na Figura 7, que há uma grande associação entre o comportamento do número de cabeças e do valor demandado de crédito rural pela pecuária da região Norte, após 1990, em especial após 1997, com um coeficiente de correlação de 0,90. Os volumes disponibilizados de crédito rural para a região tiveram um grande salto e o mesmo ocorreu com o rebanho.

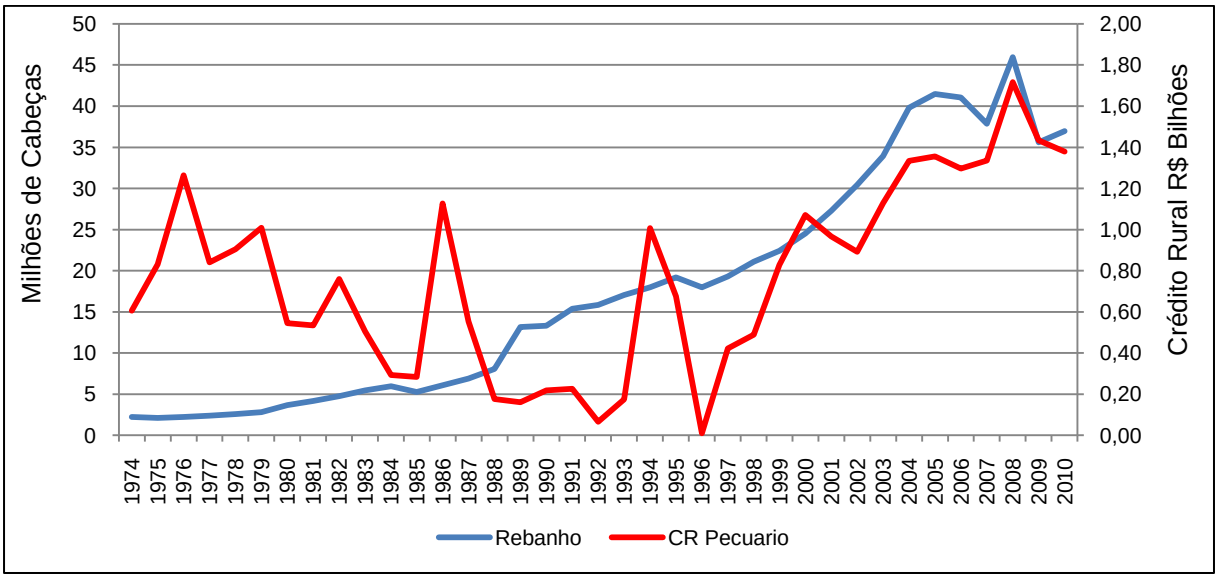


Figura 7 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Norte, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Crédito Rural, Dados Estatísticos (1974–1985), do Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010) e do ANUALPEC (vários anos).

Na Figura 8 têm-se as séries de crédito rural pecuário e rebanho bovino da região Nordeste. Diferentemente da relação apresentada na figura anterior, aqui não é possível identificar uma associação positiva tão definida entre o crédito e o crescimento do rebanho. A partir de 1980, o rebanho cresce, enquanto o crédito tem uma queda acentuada até o final da década de 1990. No entanto, a partir de 2000, há crescimento tanto do crédito quanto do rebanho.

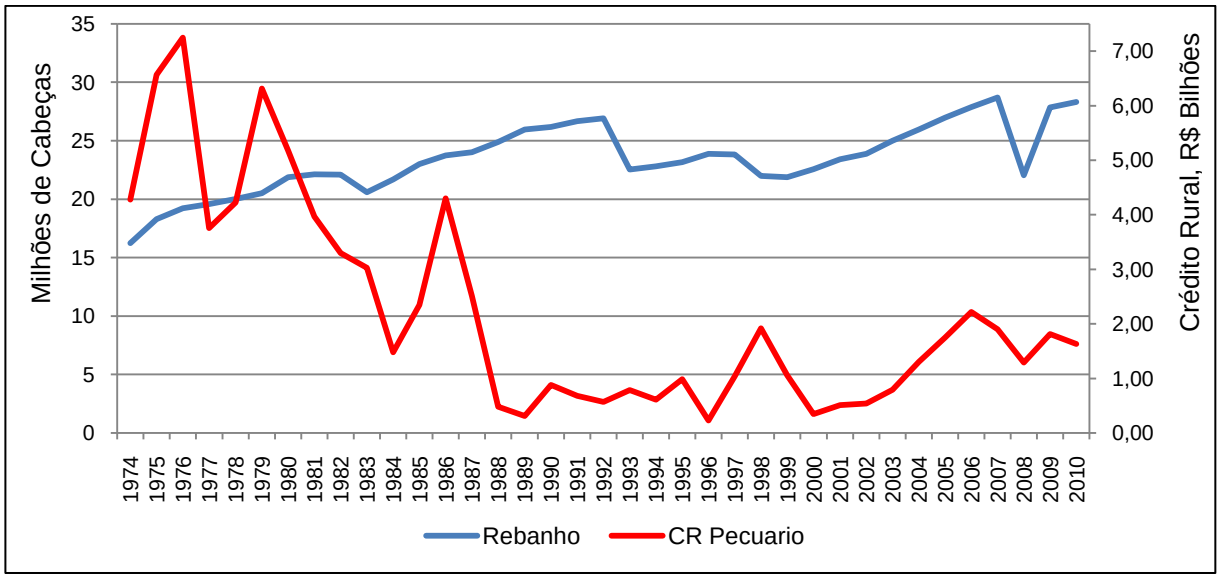


Figura 8 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Nordeste, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010, bilhões de reais)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Crédito Rural, Dados Estatísticos (1974–1985), do Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010) e do ANUALPEC (vários anos).

As Figuras 9 e 10 mostram o comportamento das séries do rebanho bovino e do crédito rural pecuário das regiões Sudeste e Sul, respectivamente. Nos dois casos nota-se um comportamento bem distinto entre as séries, sendo que a primeira praticamente não se alterou no período. Já a série do crédito decresceu rapidamente e de forma persistente até 1985, com posterior pico em 1986, seguido de decréscimo, estagnação e leve crescimento com a chegada da década de noventa. Assim como no caso do Nordeste, não é possível concluir que há relação direta entre as séries, mostrando que o crédito rural destinado à pecuária parece ter influenciado pouco o crescimento do rebanho das regiões Sudeste e Sul.

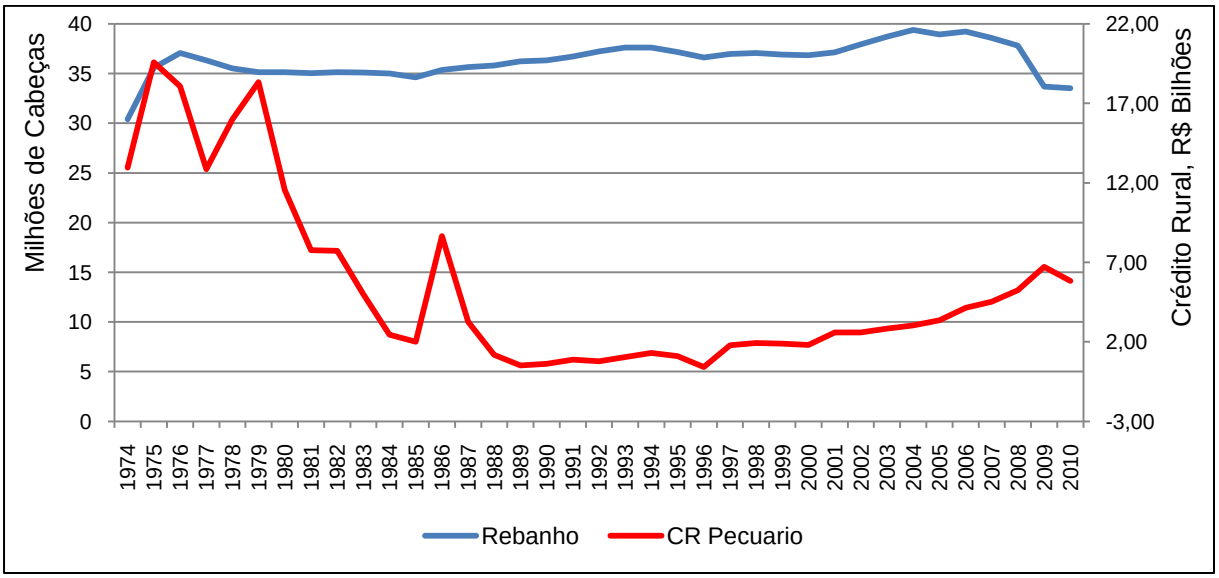


Figura 9 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Sudeste, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Crédito Rural, Dados Estatísticos (1974–1985), do Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010) e do ANUALPEC (vários anos).

Na Figura 11 constata-se que o rebanho da região Centro-Oeste se comporta de forma ascendente por todo o período. Quanto ao crédito, há forte declínio nos valores concedidos até o fim da conta corrente do Banco do Brasil em 1986. Posteriormente, há uma significativa tendência de crescimento, particularmente após 1988. A correlação, entre as séries nesta fase de retomada do crescimento foi de 0,94.

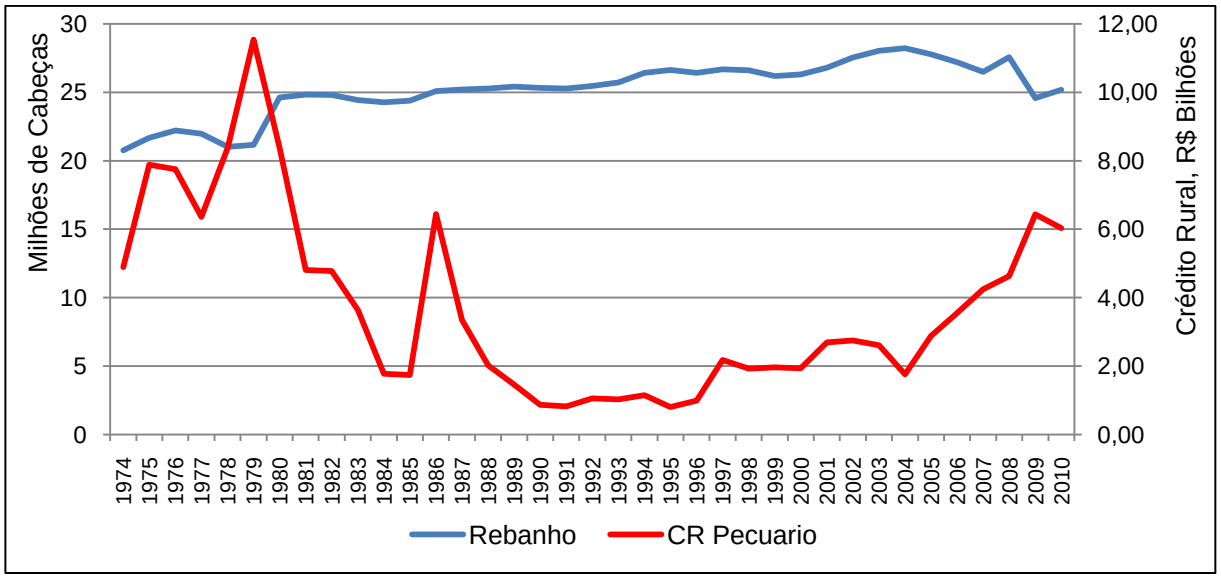


Figura 10 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Sul, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Crédito Rural, Dados Estatísticos (1974–1985), do Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010) e do ANUALPEC (vários anos).

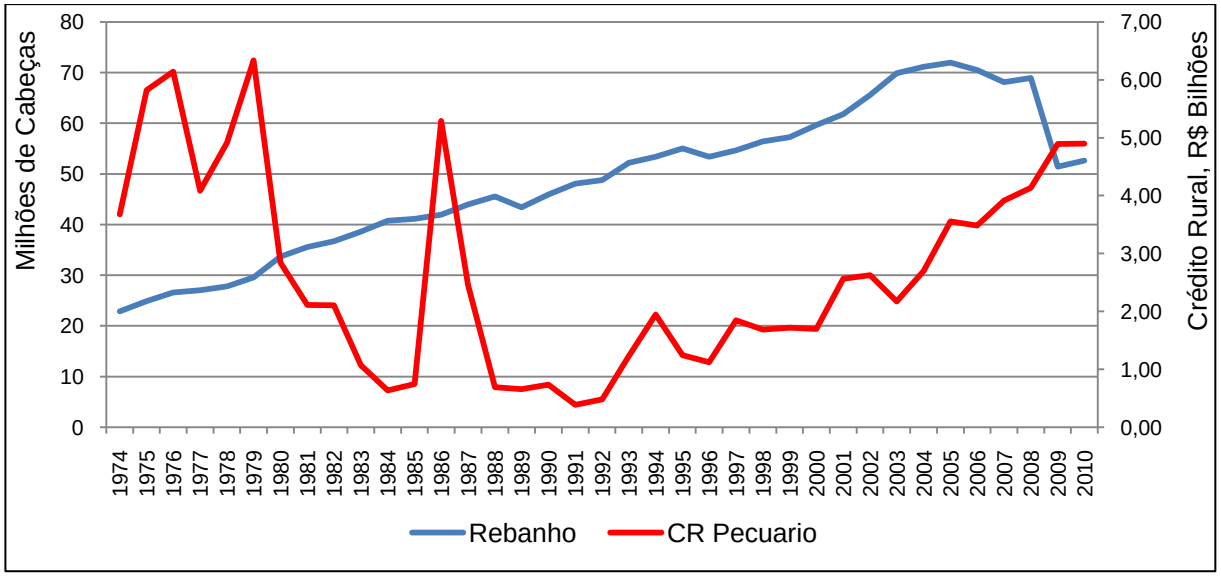


Figura 11 - Dinâmica do rebanho bovino e do crédito rural pecuário na região Centro-Oeste, 1974 a 2010, (valores constantes de 2010)

Fonte: Elaboração própria com base nos dados do Crédito Rural, Dados Estatísticos (1974–1985), do Anuário Estatístico do Crédito Rural (1986-2010) e do ANUALPEC (vários anos).

O exame do comportamento do rebanho bovino e dos valores disponibilizados para o financiamento da atividade pecuária desde 1974, descritos nas Figuras de 7 a 11, permite as seguintes conclusões: 1) as regiões com maior dinâmica do rebanho, em particular as Norte e Centro-Oeste, foram as que apresentaram também elevação na disponibilidade de recursos para o financiamento, em especial após os anos de 1990; 2) regiões que detiveram historicamente os maiores volumes de crédito (Sudeste e Sul), não apresentaram correlação entre as variáveis na maior parte do período; e 3) no período em que os recursos quase se extinguiram e estagnaram, entre 1986 a 1995, o número de cabeças não se reduziu em nenhuma das regiões e até mesmo cresceu na região Norte e na região Centro-Oeste. Assim, embora o crédito rural possa ter tido influência no crescimento da pecuária em períodos específicos, certamente existem outros determinantes que devem ser analisados.

### 3.5 Participação dos novos instrumentos de financiamento à pecuária

Os ditos novos instrumentos de financiamento do agronegócio, frutos dos esforços em propor alternativas ao modelo tradicional e esgotado de crédito rural, tiveram início com a CPR, que pode ser física ou financeira. O funcionamento deste instrumento se dá da seguinte forma: podem ser emitidas antes, durante ou depois da colheita e o produtor as negocia com cooperativas, bancos, agroindústrias e com os demais investidores. O título é renegociável até seu vencimento e sua liquidação pode ser através da entrega do produto agropecuário (caso da CPR-física) ou pela quantidade expressa do título vezes o preço físico ou índice de preço (caso da CPR-financeira) (SOUZA; BACHA, 2009).

As informações existentes sobre as emissões de CPRs são do Anuário Estatístico do Crédito Rural do Banco Central e os registrados no balcão da CETIP. A Figura 12 traz a evolução da CPR de bovinos de corte, observando-se uma clara inversão da tendência das duas séries de dados. Os valores registrados pelo Banco Central referentes aos agentes integrantes do Sistema Financeiro Nacional claramente têm uma tendência de queda e a partir de 2007 quase se extingue. No período, a taxa

anual de crescimento foi negativa, chegando a -32,56%[3]. Já a série referente as CPRs de bovinos registradas no balcão da CETIP teve um comportamento ascendente muito forte, com uma taxa anual de crescimento de 95,73% entre 2004 e 2009. Isso mostra que os produtores e demais demandantes de financiamentos pecuários, ao invés de demandar recursos junto aos bancos, têm ido a outras fontes. Dentre estas fontes é possível citar empresas como frigoríficos ou fornecedores de insumos.

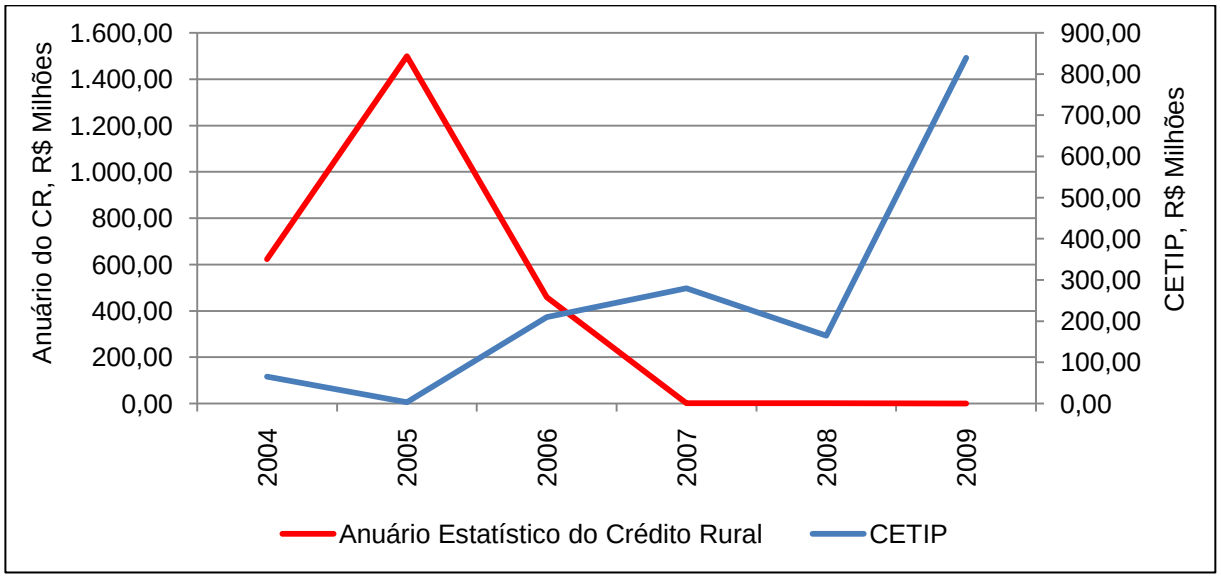


Figura 12 - CPR de bovinos de corte registradas no Banco Central e no balcão da CETIP, 2004 a 2009, (valores constantes de 2009)

Fonte: Anuário Estatístico do Crédito Rural e CETIP.

A Figura 13 traz a evolução das NPRs e DRs referentes à pecuária de corte a partir de 1998. Nota-se um significativo crescimento, em especial entre os anos de 2002 e 2009, com uma taxa anual de crescimento de 19,93%. Quanto ao número de contratos, a partir de 2003 houve uma redução, mas que não afetou a evolução dos recursos. No último ano da análise há uma significativa redução, tanto do número de contratos quanto do valor total dos recursos. A taxa de crescimento anual dos recursos em todo o período foi de 8,64%.

[3] A taxa de crescimento foi calculada para o período de 2004 a 2008, pois, no último ano da série o valor dos registros no Anuário foi igual a zero.

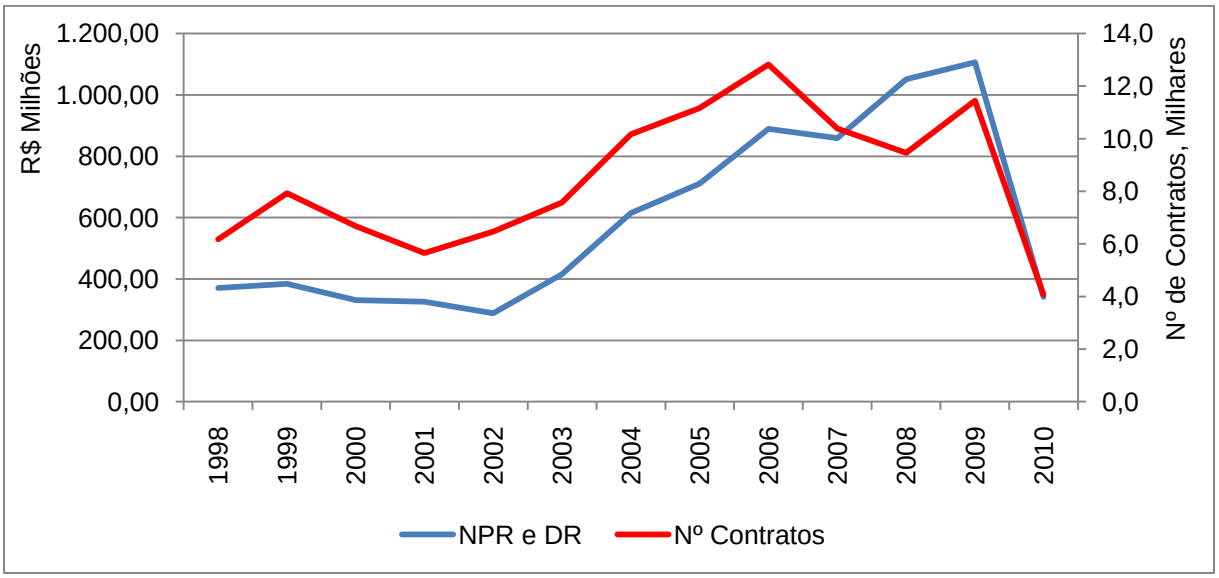


Figura 13 - NPR e DR de bovinos de corte, 1998 a 2010, (valores constantes de 2010)

Fonte: Anuário Estatístico do Crédito Rural (1998-2010).

Os demais instrumentos de financiamento do agronegócio - como a CDCA, CDA, WA, LCA e CRA - possuem uma característica diferente da CPR. Aqueles títulos podem ser emitidos por empresas não ligadas diretamente à pecuária ou por empresas integrantes do Sistema Agroindustrial da Pecuária de Corte que emitam títulos baseados em produtores que não sejam pecuaristas. Por exemplo, um determinado frigorífico pode emitir uma CDCA baseada em CPR de produtores de soja, bem como CPR emitidas por pecuaristas.

A Tabela 4 mostra que o registro de tais títulos vem crescendo ao longo dos últimos anos, em especial o do LCA que, sozinho, teve participação de cerca de 65% do total do número de títulos registrados.

Todos estes novos instrumentos de financiamento da atividade agrícola, incluindo a CPR, possuem três grandes dificuldades em sua análise: 1) nem todos os títulos negociados são registrados em balcões oficiais, como a CETIP; 2) há mais de um balcão para o registro dos títulos e não há um único banco de dados com as informações unificadas; e, 3) não há, necessariamente, separação dos volumes utilizados entre as atividades que compõem a agropecuária. Tais entraves dificultam a realização de um estudo mais aprofundado sobre o real efeito destes novos instrumentos no financiamento da agropecuária.

Tabela 4 – Total de títulos registrados, de 2005 a 2009

| Ano | CDA-WA | | CDCA | | LCA | | CRA | | TOTAL | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | Número de Registros | Valor (R$ Milhões) | Número de Registros | Valor (R$ Milhões) | Número de Registros | Valor (R$ Milhões) | Número de Registros | Valor (R$ Milhões) | Número de Registros | Valor (R$ Milhões) |
| 2005 | 22 | - | 25 | 28 | 148 | 168 | - | - | 195 | 196 |
| 2006 | 1.325 | - | 262 | 659 | 35 | 23 | - | - | 1.622 | 682 |
| 2007 | 1.817 | - | 670 | 2.435 | 684 | 3.569 | - | - | 3.171 | 6.004 |
| 2008 | 2.214 | - | 932 | 1.850 | 7.627 | 35.533 | 1 | 941 | 10.774 | 38.324 |
| 2009 | 1.018 | - | 564 | 848 | 7.349 | 26.014 | | - | 8.931 | 26.862 |
| Totais | 6.396 | - | 2.453 | 5.820 | 15.843 | 65.307 | 1 | 941 | 24.693 | 72.068 |

Fonte: BMFBOVESPA e CETIP 2009, elaborado pelo MAPA (2009, p.43).

## 3.6 O uso dos contratos futuros na mitigação de riscos e o das cotações para a tomada de decisão

Um aspecto que deve ser considerado quando se trata do uso de preços futuros para auxiliar no planejamento da atividade pecuária diz respeito à previsibilidade dos preços do mercado físico.

Uma análise foi conduzida no escopo deste trabalho com o objetivo de verificar se, de fato, as cotações dos contratos futuros podem ser utilizadas com essa finalidade. O estudo foi desenvolvido com base no trabalho de Gulen (1998) e encontra-se apresentado no APÊNDICE A.

Os resultados apontam que só no curto prazo as cotações dos contratos futuros de boi gordo da BM&FBOVESPA são bons previsores dos preços do mercado físico.

Outro ponto a ser considerado é que o uso do mercado futuro permite uma menor exposição dos agentes ao risco, o que torna a atividade pecuária mais atrativa. Neste contexto, observa-se um crescimento expressivo do uso desse instrumento. Na Tabela 5 é possível observar que o número de animais representado nos negócios com contratos futuros vem crescendo de forma significativa em relação ao rebanho total e ao abate. Essa participação chegou a atingir mais que 100% no caso do abate no ano de 2008. Essa maior liquidez dos contratos torna a operação de hedge mais viável.

Tabela 5 - Número de contratos futuros de boi gordo negociados na BM&FBovespa e % de abate de 1998 a 2010

| Ano | Contratos | Número correspondente de animais | % do abate | Rebanho | % do rebanho |
|---|---|---|---|---|---|
| 1998 | 88.054 | 1.761.080 | 6,11 | 163.154.357 | 1,08% |
| 1999 | 123.442 | 2.468.840 | 8,32 | 164.621.038 | 1,50% |
| 2000 | 150.410 | 3.008.200 | 9,58 | 169.875.524 | 1,77% |
| 2001 | 92.365 | 1.847.300 | 5,67 | 176.388.726 | 1,05% |
| 2002 | 152.939 | 3.058.780 | 8,75 | 185.348.838 | 1,65% |
| 2003 | 113.473 | 2.269.460 | 5,98 | 195.551.576 | 1,16% |
| 2004 | 225.200 | 4.504.000 | 10,43 | 204.512.737 | 2,20% |
| 2005 | 311.459 | 6.229.180 | 13,89 | 207.156.696 | 3,01% |
| 2006 | 392.012 | 7.840.240 | 16,59 | 205.886.244 | 3,81% |
| 2007 | 934.422 | 18.688.440 | 60,85 | 199.752.014 | 9,36% |
| 2008 | 1.524.685 | 30.493.700 | 106,25 | 202.287.000 | 15,07% |
| 2009 | 834.304 | 16.686.080 | 59,46 | 205.292.370 | 8,13% |
| 2010 | 1.153.778 | 23.075.560 | - | - | - |

Fonte: BM&FBOVESPA; IPEA-DATA.

# 4 REVISÃO DE LITERATURA

## 4.1 O crescimento do produto sob choques de oferta e demanda

Nos últimos anos, vários trabalhos trataram do crescimento do produto sob a ótica de choques de oferta e de demanda que teriam efeitos permanentes ou temporários. Inicialmente, estes trabalhos buscaram analisar o produto macroeconômico e, mais tarde, análises de cunho setoriais também passaram a ser realizadas.

Entre os principais trabalhos que buscaram analisar os efeitos de choques de oferta e de demanda no produto macroeconômico estão os de Blanchard e Quah (1989), King et al. (1991), Lima et al. (1993), Lippi e Reichlin (1993), Blanchard e Quah (1993), Gonzaga et al. (1995), Keating e Nye (1998), Cover et al. (2002), Huertas (2002) e Maciel (2006). Os trabalhos que trataram da análise setorial realizados no Brasil, baseados no modelo proposto por Blanchard e Quah (1989), foram: Spolador (2006), Alves (2006), Satolo (2008), Alves, Barros e Bacchi (2008), Barros, Spolador e Bacchi (2006; 2009), Barros e Silva (2008) e Satolo e Bacchi (2009).

## 4.2 Flutuações econômicas

Antes de se iniciar uma revisão mais detalhada acerca dos trabalhos citados anteriormente, serão destacados alguns aspectos fundamentais dos estudos sobre flutuações econômicas. São apresentados alguns dos principais trabalhos dos autores que abordaram o tema desde a gênese até os dias atuais.

Desde os anos de 1970, muitos autores pesquisaram, na área da macroeconomia, a relativa importância dos diferentes choques sobre o nível da atividade econômica. A visão tradicional defende que os choques exógenos sobre a demanda agregada são os impulsos geradores de flutuações econômicas – por exemplo, os induzidos pela política monetária. Tais flutuações econômicas são vistas como manifestações que tratam de equilíbrio (NUNES, 1995).

A ocorrência de uma sucessão de choques reais, como os do petróleo na década de 1970, trouxe à tona a discussão de que os choques na demanda agregada não seriam a principal fonte das flutuações econômicas (NUNES, 1995). Surgiu, na década de 1980, uma forte corrente econômica responsável pelo desenvolvimento dos chamados “modelos de ciclos reais de negócios”. Nesses modelos, os ciclos eram explicados não pelas variáveis nominais (moeda ou salários nominais), mas, sim, pelas variáveis reais (PLOSSER, 1989; MAGALHÃES, 2000).

Motivados por este novo cenário na Teoria Macroeconômica, Nelson e Plosser (1982) publicaram um influente artigo acerca da natureza comportamental das principais séries macroeconômicas norte-americanas. O objetivo destes autores foi o de investigar se tais séries eram melhores caracterizadas por flutuações estacionárias em torno de uma tendência determinista ou por um processo que apresenta uma tendência estocástica, isto é, segue um “passeio aleatório”. Os autores concluíram que as séries econômicas agregadas, em particular a do produto, apresentam uma tendência estocástica.

Nelson e Plosser (1982) argumentam que a maioria das séries econômicas possui uma raiz unitária, ou seja, tornam-se estacionárias quando diferenciadas (Séries Diferença Estacionária – DS). Nunes (1995) afirma que um processo tipo DS pode ser confundido com ‘processos que se desenvolvem em torno de uma tendência determinista. Séries que têm esse comportamento – de tendência de crescimento ao longo do tempo – podem ser tratadas por meio de uma regressão sobre uma tendência linear ou quadrática visando a obtenção da sua estacionariedade. Séries cuja tendência é extraída por esse procedimento são denominadas de Tendência Estacionária (TS) (NUNES, 1995).

Para Nelson e Plosser (1982), a distinção entre esses dois processos - DS e TS - é fundamental. A não-estacionariedade das séries têm amplas implicações na compreensão dos fenômenos de natureza econômica. Choques ou inovações em séries com raiz unitária têm caráter permanente, ou seja, eles não se dissipam ao longo do tempo. Segundo McCallum (1993), uma diferença entre tendência e ciclo é que os movimentos pertencentes ao primeiro grupo podem ser socialmente desejáveis, ao passo que os relacionados aos segundo são indesejáveis.

Magalhães (2000, p.8), ao discorrer sobre as implicações básicas decorrentes dos resultados de Nelson e Plosser, levanta o seguinte ponto:

> [...] se as variáveis macroeconômicas, ao se moverem ao longo do tempo, acabam por afetar sua tendência de longo prazo, onde está o sentido em se diferenciar teorias de curto e longo prazos? Porque não se estudar ciclo e crescimento a partir de um arcabouço comum?

Este autor afirma que diferenciar curto e longo prazos é o grande questionamento feito pelos teóricos dos ciclos reais, os quais defendem uma maior interação entre as teorias de flutuações de curto prazo e crescimento de longo prazo do produto.

McCallum (1986) e West (1988) criticaram os resultados obtidos por Nelson e Plosser (1982) quando estes últimos afirmaram que as mais importantes séries agregadas norte-americanas são classificadas como DS. No entanto, McCallum (1986) e West (1988) não conseguiram refutar totalmente os resultados de Nelson e Plosser (1982), e afirmam que é amplamente aceito o argumento para algumas séries norte americanas, entre as quais, o Produto Nacional Bruto (PNB). Neste sentido, ressaltam a importância dos testes de raiz unitária[4].

Teles et al. (2005, p.293), ao fazerem algumas importantes considerações sobre implicações dos resultados obtidos por Nelson e Plosser acerca da não-rejeição da hipótese de raiz unitária em uma série econômica, afirmam:

> [...] a existência de uma raiz unitária nas séries temporais implicariam em que uma grande fração dos choques estocásticos no produto não desfaleceriam. Cada choque poderia ter um efeito permanente sobre as séries[...].

Libanio (2005) também ressalta a importância dos resultados obtidos por Nelson e Plosser e afirma que a presença ou ausência de raiz unitária em uma série de tempo traz implicações fundamentais à análise econômica. A ausência de raiz unitária resulta

[4] McCallum (1993) faz uma ampla discussão sobre os trabalhos posteriores a Nelson e Plosser (1982), que estudam as séries norte-americanas no sentido de identificá-las como TS ou DS. Além disso, esse mesmo autor também faz algumas críticas aos autores.

na dissipação de um choque ao longo do tempo, visto que a variância da série é finita e não depende do tempo. Já quando a série possui raiz unitária, a previsão fica prejudicada, pois a variância é infinita e dependente do tempo.

A partir dos resultados obtidos por Nelson e Plosser (1982) e da grande repercussão provocada entre os teóricos, a orientação das pesquisas subsequentes sobre as flutuações econômicas passaram a caminhar no sentido de examinar o grau de permanência dos choques considerando uma representação auto-regressiva dos processos geradores das séries econômicas (NUNES, 1995).

### 4.3 Modelo de Blanchard e Quah (1989): críticas e aplicações subsequentes

Após o trabalho de Nelson e Plosser (1982), e da ampla aceitação dos resultados por eles obtidos pela comunidade acadêmica internacional, considera-se que a série do produto norte-americano possui tendência estocástica (raiz unitária). Diante desse fato, Blanchard e Quah (1989) foram motivados a interpretar as flutuações do produto e do desemprego norte-americanos. Segundo os autores, as flutuações no produto e no desemprego podem ter duas interpretações: 1) choques de demanda, os quais possuem um efeito temporário sobre a produção; e 2) choques de oferta, os quais possuem um efeito permanente sobre a produção.

Os autores classificam os choques temporários como aqueles cujo efeito atinge o pico depois de um ano e desaparecem após dois ou três anos. Já os permanentes são aqueles que aumentam de forma constante ao longo dos anos, alcançando um pico no quinto ano.

Esta classificação dos choques está fundamentada nas idéias keynesianas sobre flutuações, em particular nas dos teóricos denominados “novos-keynesianos”. Tal arcabouço teórico busca explicações alternativas a respeito das flutuações econômicas. Foram criados modelos baseados em um ajuste gradual de preços e salários, ou seja, modelos de rigidez nos preços (que não permitem ajustamentos devido aos custos) e de salários (que não variam devido aos contratos). Por esse motivo, choques na demanda têm efeito de curto prazo e somente os choques característicos da oferta têm efeito de longo prazo (MAGALHÃES, 2000).

Em seu modelo, Blanchard e Quah (1989) fizeram uma interpretação da visão tradicional dos efeitos permanentes dos choques de oferta e transitórios dos de demanda do modelo Keynesiano de Fischer (1977). O modelo adaptado é o seguinte:

Demanda: $Y(t) = M(t) - P(t) + \alpha\theta(t)$ (1)

Oferta: $Y(t) = N(t) + \theta(t)$ (2)

*Mark-up:* $P(t) = W(t) - \theta(t)$ (3)

Salário: $W(t) = W \mid (E_{t-1}N_t = N^*)$ (4)

as variáveis estão todas em logaritmo, sendo $Y$ o produto, $M$ a oferta de moeda, $P$ o nível de preços, $N$ o nível de emprego, $\theta$ a produtividade do trabalho e $W$ o salário nominal. A variável $N^*$ representa o emprego total.

A equação da demanda agregada (1) está fundamentada na teoria quantitativa da moeda, acrescida da produtividade do trabalho, que tem um efeito direto sobre a demanda agregada: se $\theta$ aumenta, o investimento pode ter acréscimo, influenciando a demanda. Sob o pressuposto de retornos constantes à escala, a equação da oferta agregada (2) é, na verdade, uma função de produção: o produto da economia é obtido pela multiplicação da produtividade do trabalho pela quantidade de trabalhadores empregados. A equação do *mark-up* (3) mostra o comportamento dos preços que, por sua vez, evolui de acordo com a razão entre salário e produtividade do trabalho (custo do fator trabalho). Enfim, a equação (4) indica que o salário deve ser tal que faria com que o nível de emprego esperado fosse o de pleno emprego.

Por fim, os autores propõem equação que descrevem o comportamento das variáveis $M$ e $\theta$:

$M(t) = M(t-1) + e_d(t)$ (5)

$\theta(t) = \theta(t-1) + e_s(t)$ (6)

nas quais $e_d$ e $e_s$ são, respectivamente, choques de demanda e oferta não-correlacionados serialmente. A solução do modelo em termos de variações na produção ($\Delta Y$) e no desemprego ($U$) leva às seguintes expressões:

$$\Delta Y = e_d(t) - e_d(t-1) + \alpha[e_d(t) - e_s(t-1)] + e_s(t) \quad (7)$$

$$U = - e_s(t) - \alpha\, e_s(t) \quad (8)$$

Os resultados encontrados por Blanchard e Quah (1989), para o modelo bivariado proposto, são os de que o choque na demanda nos EUA tem um efeito de curta duração, tanto no produto como no desemprego - de aproximadamente 30 trimestres, com o pico atingido entre o 2º e o 4º trimestre. Já o choque de oferta apresenta um efeito permanente e acumulativo ao longo do tempo no que diz respeito ao produto, sendo temporário no caso do desemprego.

King et al. (1991) trabalharam com a questão da tendência estocástica e flutuações econômicas. O modelo utilizado por estes autores é equivalente ao de Blanchard e Quah (1989), diferindo do ajustado por esses autores pelo fato de ser trivariado. As restrições, no entanto, são idênticas. Os autores partem de questões chaves da teoria dos ciclos reais de negócios, em especial dos efeitos das políticas monetárias e fiscais. O resultado de tais políticas é alterado significativamente quando as séries apresentam tendência estocástica e não-determinista. King et al. (1991) adotam uma restrição de longo prazo aplicada a um grande número de modelos da classe do ciclo real de negócios e identificam que os choques de produtividade são permanentes no produto, no consumo e no investimento. No entanto, os autores discordam de se considerar, como tradicionalmente se faz, que as mudanças na produtividade desempenham um papel dominante na análise das flutuações.

Lima et al. (1993) utilizaram uma versão bayesiana do modelo aplicado por Blanchard e Quah (1989) para investigar se o ciclo real de negócios na economia brasileira pode ser interpretado como resultante principalmente de choques permanentes de oferta. Os resultados obtidos são condizentes com os de Blanchard e Quah (1989), que indicam que as flutuações no PIB e no desemprego são causadas por

dois tipos de choques: 1) de oferta: com impacto permanente na produção; e 2) de demanda: com impacto temporário na produção e com importância expressiva na explicação das flutuações na taxa de desemprego.

Lippi e Reichlin (1993) discordaram da proposta de Blanchard e Quah (1989) e afirmaram que as estimativas no modelo VAR se basearam numa hipótese, sobre a representação de média móvel, arbitrária. Após uma modificação simples no modelo econométrico estimado por Blanchard e Quah, os autores chegaram a resultados diferentes. As alterações feitas pelos autores no modelo original de Blanchad e Quah tratam de duas equações: de oferta (2) e de *mark-up* (3), descritas a seguir:

$$Y(t) = N(t) + \pi(t) \qquad (2')$$

$$P(t) = W(t) + \pi(t) \qquad (3')$$

em que $\pi$ é o logaritmo da produtividade do trabalho. Para a produtividade do trabalho eles apresentaram a seguinte equação:

$$\pi(t)= \pi(t-1)+ d(L)e_s(t) \qquad (9)$$

na qual $d(1) = 1$. No modelo modificado por Lippi e Reichlin (1993), $\theta(t) - \theta(t-1) = e_s(t)$ é a taxa de incremento da produtividade, que só será atingida no tempo $(t)$.

Os autores chamam o processo descrito pela expressão da produtividade do trabalho (eq. 9) de *learning-by-doing*, significando que a taxa de incremento da produtividade no tempo $t + k$ é igual a $d_k e_s(t)$.

Lippi e Reichlin (1993) destacam que sem qualquer qualificação em $d(L)$, a matriz de médias móveis apresentada por Blanchard e Quah possui uma representação não-fundamentada. Conseqüentemente, os resultados alteram-se, em especial, devido à perda na participação de choques de demanda e ao correspondente acréscimo da participação de choques de oferta sobre o produto. Por fim, os autores refutam as conclusões de Blanchard e Quah acerca da demanda. Para Lippi e Reichlin, a

importância da demanda no modelo não é tão importante como afirmam Blanchard e Quah.

Em respostas às críticas, Blanchard e Quah (1993) consideraram que Lippi e Reichlin (1993) tentaram redescobrir uma “Caixa de Pandora” de dificuldades ao interpretar um modelo VAR. Blanchard e Quah avaliam como positivo e significante as observações feitas pelos autores, mas quem se beneficiou com as críticas foram os macroeconometristas, visto que uma manipulação inadequada de um sistema de co-integração pode induzir a falhas. Blanchard e Quah, no entanto, defendem que este não foi o caso deles, e que o problema da existência de representação não-fundamentada sempre existirá quando um pesquisador desejar dar uma interpretação econômica para uma série de dados. Toda vez que se queira testar uma dada hipótese, é necessário a inserção de restrições ao modelo, e estas precisam ser interpretadas economicamente.

Gonzaga et al. (1995) investigaram, a partir da metodologia proposta por King et al. (1991)[5], a importância relativa dos choques permanentes do produto na economia brasileira. Utilizando dados do período de 1947 a 1993, eles procuraram avaliar a relação destes choques com fatores típicos de longo prazo, como investimentos externos diretos, taxa de escolaridade média da força de trabalho e taxa de analfabetismo. Os resultados alcançados mostraram que os choques permanentes foram capazes de explicar quase 100% da variância do produto. Os autores procuraram investigar os possíveis determinantes do produto potencial brasileiro por meio da análise de co-integração. Eles concluíram que o produto potencial brasileiro tem uma relação de longo prazo com a qualidade da força de trabalho, medida pelos anos médios de escolaridade da PEA (População Economicamente Ativa) e com os investimentos externos diretos.

Keating e Nye (1998) fizeram uma releitura do modelo de oferta e demanda agregada de Blanchard e Quah (1989) e interpretaram os resultados de choques no produto para os dados de 10 países, utilizando a renda e o produto nacional. O período da análise foi dividido entre Pré-Primeira Guerra e Pós-Segunda Guerra e os resultados encontrados são diferentes para os dois períodos. Segundo Keating e Nye (1998), os

[5] King et al. (1991), como já descrito nesta seção, usaram um modelo equivalente ao proposto por Blanchard e Quah (1989). A diferença estava que o modelo original era bivariado e o equivalente, trivariado.

choques no período Pré-Primeira Guerra se comportaram de modo diferente do esperado em muitos países: os efeitos permanentes sobre o produto não se referiam a choques de oferta e sim aos de demanda. Já para o período Pós-Segunda Guerra, os efeitos foram os esperados no modelo de Blanchard e Quah: efeitos permanentes do produto estavam relacionados aos choques de oferta, sugerindo que a oferta é a fonte dominante das variações do produto, mas não a única.

Huertas (2002) estudou a importância dos choques de oferta e demanda no comportamento do PIB colombiano entre 1998 e 2001, por meio do modelo de Blanchard e Quah (1989). Os resultados encontrados mostraram que os choques de oferta foram os determinantes do crescimento no período considerado e que os de demanda, diferentemente, acentuaram a recessão em 1999. Já de 2000 a 2001, os choques de demanda ajudaram no crescimento do PIB da Colômbia. O autor ressalta que, para que ocorra um crescimento sustentado da economia colombiana, as políticas devem focar a melhoria nas condições de oferta, como o aumento nos investimentos e elevação da produtividade.

Cover et al. (2002) adotaram o modelo de Blanchard e Quah como ponto de partida e mostram que há boas razões econômicas para se presumir que a demanda e a oferta agregadas são correlacionadas. Os autores relaxam a hipótese, amplamente adotada na literatura de que a matriz de variância e co-variância dos choques estruturais é uma matriz identidade. Os autores mostraram que uma ordenação do VAR satisfatória revela que os deslocadores da oferta, quando impactam os da demanda, resultam em um maior efeito sobre o produto de longo prazo comparativamente ao caso em que a ordenação do VAR pressupõe efeito dos deslocadores da demanda sobre os da oferta.

Maciel (2006) partiu do modelo proposto por Blanchard e Quah (1989) e o adaptou segundo a proposta de Balmaseda et al. (2000)[6] para analisar três choques estruturais sobre o desemprego: demanda agregada, produtividade e oferta de trabalho. Os resultados sugerem que a abordagem utilizada é consistente para o caso brasileiro e que choques de oferta (produtividade) e de oferta de trabalho são significativos e

[6] BALMASEDA, M.; DOLADO, J; LÓPEZ-SALIDO, D. The Dynamic Effects of Shocks to Labour Markets: Evidence from OECD countries. In: Oxford Economic Papers, 52, p. 3-23, 2000.

afetam permanentemente o desemprego. A flutuação do desemprego, entretanto, é devida, principalmente, a choques na oferta de trabalho.

### 4.4 Aplicações no Brasil: agricultura e agronegócio

Na seção anterior mostrou-se que a teoria dos ciclos reais de negócios não se esgotou e, desde o início dos anos de 1980, vem sendo amplamente aplicada por diversos autores, em vários países e, também, em diferentes setores da economia. No Brasil, alguns autores partiram do modelo de Blanchard e Quah (1989) para analisar o comportamento de alguns setores da economia, em particular, da agricultura e do agronegócio.

Spolador (2006) e Barros, Spolador e Bacchi (2006; 2009) buscaram analisar, através dessa abordagem, o vigoroso crescimento da agricultura brasileira ao longo dos últimos trinta anos. Para isso, adaptaram o modelo e a metodologia de Blanchard e Quah (1989) ao setor agrícola, a fim de mensurar os impactos do comportamento das variáveis macroeconômicas e microeconômicas sobre o crescimento do setor. O seguinte modelo econômico foi utilizado pelos autores:

$$Y_t^d = m_t - p_t + \mu_t \qquad \text{demanda} \qquad (10)$$

$$Y_t^s = \eta_t + \Theta_t \qquad \text{oferta} \qquad (11)$$

$$\eta_t = E(p_t) \qquad (12)$$

$$m_t = m_{t-1} + e_{1t}^d \qquad (13)$$

$$\mu_t = \mu_{t-1} + e_{2t}^d \qquad (14)$$

$$\Theta_t = \Theta_{t-1} + e_t^s \qquad (15)$$

sendo:

| | |
|---|---|
| $Y$ | produto agrícola; |
| $m$ | a renda nacional real; |
| $p$ | preços relativos da agricultura; |
| $\mu$ | taxa de câmbio real; |
| $\eta$ | área plantada; |
| $\Theta$ | produtividade da terra; |
| $e^{d}_{1t}$ | choque da demanda doméstica; |
| $e^{d}_{2t}$ | choque da demanda externa; e |
| $e^{s}_{t}$ | choque de produtividade (oferta). |

Aplicando a primeira diferença na equação (10) o autor obteve:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = (m_t - m_{t-1}) - (p_t - p_{t-1}) + (\mu_t - \mu_{t-1}) \qquad (10')$$

- Substituindo as eq. (13) e (14) em (10'):

$$\Delta Y_t = e^{d}_{1t} - (p_t - p_{t-1}) + e^{d}_{2t}$$

- Substituindo-se (12) em (11) e aplicando a esperança:

$$E(Y_t) = E(p_t) + \theta_{t-1} \qquad (16)$$

- Aplicando esperança em (10):

$$E(Y_t) = E(m_t) - E(p_t) + E(\mu_t) \qquad (10'')$$

- De (16) e (10'') tem-se:

$$E(p_t) = \frac{1}{2}[E(m_t) + E(\mu_t) - \theta_{t-1}]$$

- Considerando (12), pode-se escrever:

$$\eta_t = \frac{1}{2}\,[E(m_t) + E(\mu_t) - \theta_{t-1}] \qquad (12')$$

- Substituindo (12') em (11):

$$Y_t = \frac{1}{2}\,[E(m_t) + E(\mu_t) - \theta_{t-1}] \qquad (17)$$

ou

$$\Delta Y_t = \frac{1}{2}\,e^d_{1,t-1} + \frac{1}{2}e^d_{2,t-1} - \frac{1}{2}e^s_{t-1} + e^s_t \qquad (17')$$

- Aplicando (17) em (10):

$$p_t = m_t + \mu_t - \{\frac{1}{2}[E(m_t) + E(\mu_t) - \theta_{t-1}] + \theta_t\} \qquad (18)$$

ou

$$\Delta p_t = e^d_{1,t} + e^d_{2,t} - \frac{1}{2}e^d_{1,t-1} + \frac{1}{2}e^d_{2,t-1} + \frac{1}{2}e^s_{t-1} - e^s_t \qquad (18')$$

Por fim, considerando (12') têm-se:

$$\Delta\eta_t = \frac{1}{2}(e^d_{1,t-1} + e^d_{2,t-1} - e^s_{t-1}) \qquad (12'')$$

Para Spolador (2006) e Barros, Spolador e Bacchi (2006; 2009), os resultados teóricos obtidos em (17'), (18') e (12'') indicam que os choques de demanda, sejam domésticos ou externos, tendem a afetar contemporaneamente os preços domésticos; o uso da terra e o produto agrícola são afetados com defasagem. Já os choques de

produtividade (oferta) tendem a aumentar o produto e reduzir os preços contemporaneamente.

Os resultados obtidos com o modelo mostraram que a agricultura brasileira vem sustentando uma trajetória de crescimento alicerçada, principalmente, em ganhos de produtividade – mais de 50% da evolução do produto agrícola foi explicada por essa variável. Foi estimado que um aumento de 10% na produtividade reduz os preços agrícolas em 1,6% e eleva o produto em 4,8%, no longo prazo. Também foi ressaltada a significativa importância da taxa de câmbio no processo de crescimento agrícola - uma desvalorização cambial de 10% aumenta o produto agrícola em 37% e os preços em 20%.

Alves (2006) e Alves, Barros e Bacchi (2008) desenvolveram um modelo econômico para analisar o crescimento da produção brasileira de algodão em termos de choques de oferta e de demanda. Os autores utilizaram as idéias básicas desenvolvidas Blanchard e Quah (1989) e do modelo de Spolador (2006) e as adaptaram à cotonicultura. O objetivo foi o de examinar os determinantes do crescimento da produção de algodão no Brasil de 1960 até meados dos anos 2000. A grande questão a ser respondida era a de que se o desenvolvimento da cotonicultura brasileira deveu-se essencialmente a estímulos de demanda ou, contrariamente, a estímulos relacionados a oferta.

O seguinte modelo foi proposto pelos autores:

$$Y_t^d = m_t - p_t \qquad \text{demanda} \qquad (19)$$

$$Y_t^s = \eta_t + \Theta_t \qquad \text{oferta} \qquad (20)$$

Os autores consideraram que a exportação é dada pelo excedente do mercado interno:

$$x_t = Y_t^s - Y_t^d \qquad \text{exportação} \qquad (21)$$

$$m_t = m_{t-1} + e_t^d \qquad (22)$$

$$\Theta_t = \Theta_{t-1} + e_t^s \quad (23)$$

$$p_t = p_{t-1} + e_t^p \quad (24)$$

$$\eta_t = E(p_t) + e_t^\eta \quad (25)$$

$$e_{t-1}^\eta = e_{t-1}^\eta + \mu_t \quad (26)$$

sendo:

| | |
|---|---|
| $Y$ | produção de algodão; |
| $m$ | a renda nacional real; |
| $p$ | preço do algodão; |
| $\eta$ | área plantada com algodão; |
| $\Theta$ | produtividade da terra; |
| $x$ | exportação brasileira de algodão; |
| $e^d$ | choque de renda interna; |
| $e^s$ | choque de oferta (produtividade); |
| $e^p$ | choque de preços; e |
| $e^\eta$ | choque de área plantada. |

As taxas de crescimento das variáveis consideradas no modelo, em especial das endógenas, são apresentadas a seguir:

$$E(p_t) = p_{t-1} \quad (27)$$

- Substituindo em (25) tem-se:

$$\eta_t = p_{t-1} + e_t^\eta \quad (25')$$

- Usando (25’) e (20), pode-se escrever:

$$y_t = p_{t-1} + e_t^{\eta} + \Theta_t \qquad (28)$$

- Substituindo (28) e (19) em (21) tem-se:

$$x_t = p_{t-1} + e_t^{\eta} + \Theta_t - m_t + p_t \qquad (29)$$

Dessa forma, a taxa de crescimento do *quantum* exportado é dada por:

$$\Delta x_t = - e_t^d + e_t^s + e_t^p + e_{t-1}^p + \mu_t \qquad (30)$$

A eq. (30) indica que choques na renda nacional tendem a afetar negativamente a exportação de algodão e a elevar a demanda pela pluma, reduzindo o excedente produzido internamente. Já os aumentos de produtividade e da área colhida favorecem o crescimento da produção, elevando o excedente destinado ao mercado externo. Aumentos nos preços ao produtor também favorecem a produção e, consequentemente, o crescimento das exportações.

As taxas de crescimento consideradas pelos autores são as apresentadas a seguir:

$$\Delta Y_t = e_t^s + \mu_t + e_{t-1}^p \qquad \text{taxa de crescimento da oferta} \qquad (31)$$

$$\Delta Y_t^d = e_t^d - e_t^p \qquad \text{taxa de crescimento da demanda} \qquad (32)$$

$$\Delta \Theta_t = e_t^s \qquad \text{taxa de crescimento da produtividade} \qquad (33)$$

$$\Delta \eta_t = e_{t-1}^p - \mu_t \qquad \text{taxa de crescimento da área} \qquad (34)$$

$$\Delta m_t = e_t^d \qquad \text{taxa de crescimento da renda} \qquad (35)$$

Os resultados obtidos mostraram que a área de algodão colhida tem uma evolução fortemente marcada por um processo auto-regressivo. Além disso, foi possível aferir que aproximadamente 30% do crescimento da produção de algodão no Brasil esteve atrelada ao comportamento da produtividade da lavoura. A evolução dos preços foi responsável por aproximadamente 15% do aumento da produção. Em síntese, os resultados indicam que o desenvolvimento da cotonicultura brasileira pode ser atribuído a mudanças do lado da oferta.

Satolo (2008) e Satolo e Bacchi (2009), de forma análoga aos trabalhos de Spolador (2006) e a Alves (2006), buscaram explicar o crescimento da produção de cana-de-açúcar no Estado de São Paulo entre 1976 e 2006. Os autores consideraram os seguintes deslocadores da oferta: produtividade, área plantada e preço da matéria-prima (cana-de-açúcar). Os choques de demanda são os que ocorrem sobre a renda doméstica, os preços dos produtos finais e as exportações dos mesmos (etanol e açúcar). O modelo proposto é descrito a seguir:

$$Y_t^d = m_t - p_t^d \qquad \text{demanda} \qquad (36)$$

$$Y_t^s = n_t - \Theta_t \qquad \text{oferta} \qquad (37)$$

$$x_t = Y_t^s - Y_t^d \qquad \text{produção destinada ao mercado externo} \qquad (38)$$

$$m_t = m_{t-1} + e_t^m \qquad (39)$$

$$p_t^d = p_{t-1}^d + e_t^d + e_t^s \qquad (40)$$

$$p_t^s = p_{t-1}^s + e_t^s + e_t^d \qquad (41)$$

$$\Theta_t = \Theta_{t-1} + e_t^{\Theta} + e_t^s \qquad (42)$$

$$n_t = E(p_t^s) + e_t^n \quad (43)$$

$$e_t^n = e_{t-1}^n + \mu_t \quad (44)$$

sendo:

$Y^d$ quantidade domesticamente demandada de cana-de-açúcar;

$m$ a renda nacional real;

$p^d$ índice que representa os preços dos produtos finais (açúcar e álcool);

$Y^s$ quantidade ofertada de cana-de-açúcar;

$n$ área plantada com cana-de-açúcar;

$\Theta$ produtividade da terra;

$x$ quantidade produzida e destinada ao mercado externo;

$e^m$ choque de renda interna;

$e^d$ choque de preço doméstico proveniente da demanda (preços do açúcar e etanol);

$e^s$ choque de preço doméstico proveniente da oferta (preços da cana-de-açúcar);

$e^\Theta$ choque de produtividade; e

$e^n$ choque de área plantada.

As taxas de crescimento são obtidas a partir da eq. (41):

$$E(p_t^s) = p_{t-1}^s \quad (45)$$

Substituindo a eq. (45) na eq. (43) tem-se:

$$n_t = p_{t-1}^s + e_t^n \quad (46)$$

e a (46) na (37):

$$Y_t^s = p_{t-1}^s + e_t^n + \Theta_t \quad (47)$$

Considerando (47) e (36) e substituindo-as em (38):

$$x_t = ( p_{t-1}^s + e_t^n + \Theta_t) - (m_t - p_t^d) \quad (48)$$

ou ainda,

$$x_t = p_{t-1}^s + e_t^n + \Theta_t - m_t + p_t^d \quad (49)$$

A taxa de crescimento do *quantum* exportado:

$$\Delta x_t = \Delta p_{t-1}^s + \Delta e_t^n + \Delta\Theta_t - \Delta m_t + \Delta p_t^d \quad (50)$$

De forma equivalente a Alves (2006), os autores também obtiveram as expressões das taxas de crescimento da demanda e da área plantada:

$$\Delta Y_t^d = e_t^m - e_t^d - e_t^s \quad (51)$$

$$\Delta n_t^d = e_{t-1}^s - e_{t-1}^d - \mu_t \quad (52)$$

Os resultados obtidos mostraram que a exportação foi a variável mais sensível a choques, com elasticidades maiores que a unidade em resposta a variações nos preços da matéria-prima e na renda doméstica. Já os choques de oferta e de preços apresentaram impactos permanentes sobre a produção de cana e os choques de demanda registraram efeitos temporários. Os autores concluíram que os choques oriundos da oferta são os mais importantes para se explicar as flutuações na produção de cana-de-açúcar.

Barros e Silva (2008) elaboraram dois modelos econômicos para explicar as importações e as exportações do agronegócio brasileiro. Tais modelos utilizaram as

idéias de Blanchard e Quah (1989) e, também, as de Spolador (2006) e Alves (2006). Buscou-se verificar em que medida o desempenho da exportação do agronegócio e seus setores individuais podem ser atribuídos a choques, sejam eles ligados a fatores de demanda interna (renda), à atratividade do mercado externo (câmbio e preços internacionais) e à renda externa, além de fatores ligados à oferta.

No modelo de exportação de Barros e Silva (2008), as equações de demanda, produto, exportação, choques de renda interna e produtividade são equivalentes às adotadas por Alves (2006).

Os autores usaram as seguintes notações para expressar as variáveis dos modelos:

| | |
|---|---|
| $Y$ | quantidade; |
| $m$ | a renda nacional real; |
| $m^x$ | a renda externa; |
| $p$ | preço doméstico do produto; |
| $p^x$ | preço doméstico do produto; |
| $\eta$ | área colhida; |
| $\Theta$ | produtividade da terra; |
| $x$ | exportação; |
| $\alpha$ | margem de exportação; |
| $Z^s$ | oferta doméstica de fertilizantes; |
| $Z^d$ | demanda doméstica de fertilizantes; |
| $r$ | preço interno dos fertilizantes; |
| $r^x$ | preço externo dos fertilizantes. |

e chegaram às seguintes equações para expressar os choques:

$$p_t = \alpha + p_t^x + e_t^p \qquad \text{de preço interno} \qquad (53)$$

$$p_t^x = m_t^x + e_t^{px} \qquad \text{de preço externo} \qquad (54)$$

$m_t^x = m_{t-1}^x + e_t^{mx}$ de renda (55)

A taxa de crescimento da exportação pode ser expressa por:

$\Delta x_t = 2e_{t-1}^{mx} + e_t^s - e_t^d + (e_t^{px} - e_{t-1}^{px}) + (e_t^p - e_{t-1}^p)$ (56)

O modelo de importação, para o caso particular de fertilizantes, é:

$x_t = z_t^d - z_t^s$ (57)

$z_t^d = E(p_t) - \beta r_t$ demanda doméstica (58)

$z_t^s = \delta r_t$ oferta doméstica (59)

Os componentes do modelo são:

$r_t = \varphi + r_t^x + e_t^r$ preço interno dos fertilizantes (60)

$r_t^x = r_{t-1}^x + e_t^{rx}$ preço externo dos fertilizantes, em reais (61)

$p_t = \alpha + p_t^x + e_t^p$ preço interno dos produtos agrícolas (62)

$p_t^x = p_{t-1}^x + e_t^{px}$ preço externo dos produtos agrícolas (63)

A taxa de crescimento da importação é dada por:

$\Delta x_t = e_{t-1}^{px} - (\varphi + \beta)\,[e_t^{rx} + (e_t^r - e_{t-1}^r)]$ (64)

Os resultados obtidos permitiram aos autores afirmar que um aumento de 1% na taxa de atratividade impulsiona as exportações de produtos agrícolas não-processados em 1,71% imediatamente após o choque e, posteriormente, se estabiliza em 2% após alguns trimestres. Uma desvalorização cambial aumenta mais as exportações de produtos do que as importações de fertilizantes. Por fim, um crescimento de 1% no PIB doméstico proporciona um impacto expressivo de contenção das exportações de produtos agrícolas em -1,7%.

Embora os estudos apresentados sobre o agronegócio brasileiro estejam fundamentados no modelo proposto por Blanchard e Quah (1989), em nenhum deles se utilizou o pressuposto de que os choques de oferta são permanentes e os de demanda são transitórios.

## 5 MODELO PROPOSTO

O modelo econômico aqui proposto é baseado nos utilizados por Spolador (2006), Alves (2006) e Satolo (2008), os quais foram especificados tendo como referência o de Blanchard e Quah (1989). No entanto, como já comentado, diferentemente de Blanchard e Quah, os autores mencionados utilizaram modelos nos quais não foram impostas restrições que asseguravam que os choques de oferta deveriam ser permanentes enquanto os de demanda temporários.

Neste trabalho, pretende-se explicar o produto da atividade pecuária como resultado de choques de oferta (estoque de animais (rebanho bovino), abate de animais, produtividade e preços) e de demanda (renda interna e preços ao consumidor).

A demanda pelo produto pecuário, em logaritmo, é dada por:

$$Y_t^d = m_{t-1} - p_t^v \tag{65}$$

onde, $Y^d$ é o produto pecuário, $m$ é a renda nacional e $p^v$ é o preço de carne bovina no varejo.

A oferta, em logaritmo, pode ser expressa por:

$$Y_t^s = \eta_t + \theta_t + p_t^p \tag{66}$$

onde, $\eta$ é o estoque de animais na pecuária, $\theta$ é a produtividade do rebanho (peso médio da carcaça) e $p^p$ é o preço recebido pelos produtores.

Subtraindo-se a oferta de animais da demanda doméstica têm-se:

$$X_t = Y_t^s - Y_t^d \tag{67}$$

que é a parcela da produção destinada ao mercado externo.

Os choques independentes das variáveis podem ser expressos por:

a) Renda interna ($e^m$):

$$m_t = m_{t-1} + e_t^m \tag{68}$$

b) Preços referentes ao produtor ($e^p$) e ao varejo ($e^v$):

$$p_t^p = p_{t-1}^p + e_t^p \tag{69}$$

$$p_t^v = p_{t-1}^v + e_t^v \tag{70}$$

c) Produtividade ($e^\theta$):

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_t^\theta \tag{71}$$

d) Estoque total de animais ($e^\eta$):

$$\eta_t = E(p_t^p) + e_t^\eta \tag{72}$$

$$e_t^\eta - e_{t-1}^\eta = \mu_t \tag{73}$$

onde:

$$E(p_t^p) = p_{t-1}^p \tag{74}$$

então:

$$\eta_t = p_{t-1}^p + e_t^\eta \tag{75}$$

Todos os choques, com exceção de $\mu_t$ têm média zero e são não-correlacionados entre si e não possuem autocorrelações. Com relação aos preços da pecuária, assume-se que são formados no mercado interno. Considera-se, no entanto,

que a evolução do preço doméstico e do externo é semelhante, apesar de haver um período de ajustamento entre eles.

## 5.1 A taxa de crescimento das variáveis

Nesta seção, são apresentadas as taxas de crescimento das variáveis incluídas no modelo.

Substituindo a eq. (75) na eq. (66), têm-se:

$$y_t^s = p_{t-1}^p + e_t^\eta + \theta_t + p_t^p \tag{76}$$

Agora, substituindo as eq. (76) e (65) em (67):

$$X_t = \left(p_{t-1}^p + e_t^\eta + \theta_t + p_t^p\right) - (m_{t-1} - p_t^v) \tag{77}$$

ou ainda:

$$X_t = p_{t-1}^p + e_t^\eta + \theta_t + p_t^p - m_{t-1} + p_t^v \tag{78}$$

aplicando a diferença e rearranjando, obtêm-se:

$$\Delta X_t = (X_t - X_{t-1}) = (p_{t-1}^p - p_{t-2}^p) + (p_t^p - p_{t-1}^p) + (p_t^v - p_{t-1}^v) + (\theta_t - \theta_{t-1}) + (e_t^\eta - e_{t-1}^\eta) - (m_t - m_{t-1}) \tag{79}$$

e, reparametizando com o uso das eqs. (68 a 71) e da eq. (73), têm-se a taxa de crescimento das exportações:

$$\Delta X_t = e_{t-1}^p + e_t^\theta - e_t^m + e_t^v + e_t^p + \mu_t \tag{80}$$

O *quantum* exportado é afetado negativamente pela renda interna. Aumento da produtividade, do estoque de animais e do preço ao produtor resulta em elevação da produção e, consequentemente, das exportações. De outro lado, preços ao varejo maiores induzem a um menor consumo interno fazendo com que a exportação também aumente.

Para a obtenção da taxa de crescimento da oferta do produto da pecuária, aplica-se a diferença na eq. (76):

$$\Delta Y_t^s = Y_t^s - Y_{t-1}^s = \left(p_{t-1}^p - p_{t-2}^p\right) + \left(e_t^\eta - e_{t-1}^\eta\right) + (\theta_t - \theta_{t-1}) + \left(p_t^p - p_{t-1}^p\right) \quad (81)$$

Ao se utilizar as relações expressas nas eqs. (69, 71 e 73), obtém-se a taxa de crescimento da oferta do produto pecuário:

$$\Delta Y_t^s = e_{t-1}^p + e_t^\theta + e_t^p + \mu_t \quad (82)$$

A eq. (82) mostra que, contemporaneamente, o produto é afetado por choques no preço ao produtor, na produtividade e por choques no estoque de animais.

Para a obtenção da taxa de crescimento da demanda, aplica-se a diferença na eq. (65):

$$\Delta Y_t^d = Y_t^d - Y_{t-1}^d = (m_{t-1} - m_{t-2}) - \left(p_t^v - p_{t-1}^v\right) \quad (83)$$

Reparametizando com base nas relações impostas nas eqs. (68 a 75):

$$\Delta Y_t^d = e_{t-1}^m - e_t^v \quad (84)$$

## 5.2 Definição da matriz de relações contemporâneas

A construção da matriz de relações contemporâneas considera-se que o produto pecuário ($Y$) é explicado contemporaneamente pelo preço ao produtor ($P^p$), estoque de animais ($\eta$) e produtividade ($\theta$), enquanto a exportação é explicada pelo preço no varejo ($P^v$) e ao produtor($P^p$), produtividade ($\theta$) e estoque de animais ($\eta$). A matriz está representada na Tabela 6, sendo, os sinais entre parênteses, os esperados para as estimativas dos coeficientes.

Tabela 6 - Matriz de relações contemporâneas

| | $Y$ | $x$ | $p^v$ | $p^p$ | $m$ | $\eta$ | $\theta$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $Y$ | 1 | 0 | 0 | 1 (+) | 0 | 1 (+) | 1 (+) |
| $x$ | 0 | 1 | 1 (+) | 1 (+) | 0 | 1 (+) | 1 (+) |
| $p^v$ | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| $p^p$ | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| $m$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| $\eta$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| $\theta$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |

Fonte: Elaboração do autor com dados da pesquisa.

Vale lembrar que a partir do primeiro período de um choque não antecipado em qualquer das variáveis do modelo, todas as demais sofrem influência mútua, relacionando - se, também, através de defasagens.

# 6 MATERIAL E MÉTODOS

Apresenta-se, neste capítulo, a metodológica utilizada para a estimação do modelo proposto para a identificação dos fatores determinantes do crescimento do produto pecuário e das exportações brasileiras de carne. A seguir, são descritos os procedimentos econométricos utilizados: testes de raiz unitária, metodologia de auto-regressão vetorial – VAR, co-integração e modelo de auto-regressão vetorial com correção de erros – VEC. Por fim, descrevem-se os dados utilizados, suas fontes e tratamentos. Um maior detalhamento está no APÊNDICE C desse trabalho.

## 6.1 Referencial econométrico

### 6.1.1 Teste de raiz unitária

Tais testes têm por objetivo verificar a estacionariedade das séries de tempo. Séries estacionárias são aquelas que têm média e variância constantes e covariância dependendo apenas das defasagens entre períodos de tempo. Séries que têm tendência estocástica são não estacionárias em relação à média, possuindo raiz unitária.

Os testes mais usuais para verificação de raiz unitária são os desenvolvidos por Fuller (1976) e complementado por Dickey e Fuller (1979; 1981). Partem da premissa de que uma série de tempo pode ser representada por dois componentes, um determinista ($TD_t$) e outro estocástico ($Z_t$):

$$Y_t = TD_t + Z_t \tag{85}$$

Ao se assumir que $TD_t$ seja uma função linear do tempo ($t$), tem-se:

$$TD_t = \mu + \beta_t \tag{86}$$

onde μ é um termo constante.

Em sua forma geral, as estatísticas Dickey-Fuller utilizam a especificação da eq. (86) para representar a tendência determinista.

O emprego da estatística DF tem por objetivo testar se um processo AR(1) tem uma raiz unitária, ou seja, testa se $H_0$: $\rho = 1$ na equação (87):

$$Y_t = \mu + \beta T + \rho y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad (87)$$

onde $\varepsilon_t \sim$ idd $(0;\sigma_\varepsilon^2)$.

A série $Y_t$ é considerada estacionária se $|\rho| < 1$. A série é não estacionária, apresentando uma tendência estocástica, se $|\rho| = 1$. O teste é feito tomando-se o valor de *t,* calculado através da metodologia de mínimos quadrados ordinários, e comparando-o com o valor crítico estabelecido pelos autores. A estatística ADF (Dickey-Fuller Aumentado) é aplicada no caso de modelos auto-regressivos com ordem maior que um (p>1) (DICKEY; FULLER, 1979).

Enders (2004, p. 213) sugere uma seqüência metodológica para os testes de raiz unitária, partindo-se do geral (modelo com constante e tendência) para o específico (com menor número ou nenhum termo determinista). Reparametrizando a equação (87), testa-se $|\rho - 1| = 0$ contra a hipótese alternativa $|\rho - 1| = \alpha < 0$:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta + \alpha Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (88)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \alpha Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (89)$$

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum \theta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \qquad (90)$$

As estatísticas do teste *t* para a estimativa do coeficiente de $Y_{t-1}$ das equações (88) a (90) são as de Fuller (1976). Tais estatísticas - $\tau_\tau$, $\tau_\mu$ e $\tau$ - correspondem, respectivamente, aos casos: (i) com constante e tendência; (ii) apenas com constante e (iii) sem tendência e sem constante.

Dickey e Fuller (1976; 1981) obtiveram também as distribuições das estatísticas: $\tau_{\alpha\mu}$ [$H_0$: $\alpha = 0$ no modelo representado pela eq. (89)], e $\tau_{\beta\tau}$ [$H_0$: $\beta = 0$ no modelo representado pela eq. (88)].

Posteriormente aos testes DF e ADF, foram desenvolvidos outros, podendo-se citar os de Said e Dickey (1984), Phillips (1987) e o de Phillips e Perron (1988). No entanto, todos eles são considerados na literatura como testes modificados de Dickey-Fuller.

Elliot, Rothenberg e Stock (1996) desenvolveram um teste conhecido como *Dickey-Fuller Generalized Least Square* – DF-GLS indicado para ser usado quando o número de observações da série temporal é pequeno. Para pequenas amostras, experimentos de Monte Carlo revelaram que o teste DF-GLS tem comportamento superior. Comparativamente aos testes de Dickey-Fuller, o DF-GLS tem um poder significativamente maior, especialmente quando há na série média ou tendência não identificada ou desconhecida. Segundo Elliot, Rothenberg e Stock (1996), as alterações propostas em relação aos testes de Dickey-Fuller estavam fundamentadas nos seguintes fatos: 1) a extração da tendência de uma série pelo método dos Mínimos Quadrados Ordinários – MQO - é ineficiente; e 2) necessidade de uma melhor compatibilidade entre o verdadeiro processo gerador da série e o modelo especificado, através de uma seleção apropriada da sua ordem.

Em relação ao primeiro aspecto - extração da tendência -, Elliot, Rothenberg e Stock (1996) propõem a utilização do método de estimação: Mínimos Quadrados Generalizados – MQG. Numa segunda etapa, os autores empregam o procedimento padrão DF ou ADF na série filtrada (eliminados os componentes deterministas). A estatística *t* é usada para testar a hipótese nula $H_0$: $\alpha_0 = 0$, indicando presença de raiz unitária contra $H_1$: $\alpha_0 < 0$, no caso da série ser estacionária. A seguinte equação representa o teste:

$$\Delta y_t^{\mu} = \alpha_0 y_{t-1}^{\mu} + \sum_{j=1}^{p} \alpha_j \Delta y_{t-j}^{\mu} + \varepsilon \qquad (91)$$

A eq. (91) é estimada por MQO, e $y_t^{\mu}$ é uma série com componentes deterministas removidos por MQG.

Quanto à escolha do número de defasagens, é usado um critério desenvolvido por Ng e Perron (2001), denominado Critério Modificado de Akaike – MAIC. Estes autores demonstram que os critérios usuais de Akaike (AIC) e o de Schwarz (BIC) tendem a selecionar baixos valores para as defasagens sob presença de grandes raízes unitárias negativas (próximas a -1), o que leva a conclusões distorcidas.

A extração dos componentes deterministas por MQG e o uso do critério de MAIC produzem testes de raiz unitária mais robustos (NG; PERRON, 2001).

Os valores críticos foram obtidos pelos autores no caso do modelo que inclui constante e tendência. Quando o modelo inclui apenas constante, os valores críticos são os mesmo dos testes DF ou ADF, correspondentes à estatística $\tau_\mu$.

### 6.1.2 Auto-regressão Vetorial – VAR

Para Maddala (2003), em uma análise de regressão múltipla, as inter-relações existentes entre as variáveis do modelo exigem que elas sejam modeladas pela técnica de equações simultâneas. Nos modelos de equações simultâneas, é necessário identificar, a priori, quais variáveis são endógenas e quais são exógenas, decisão esta muitas vezes subjetiva, que sofre críticas.

> De acordo com Sims, se há uma verdadeira simultaneidade entre um conjunto de variáveis, todas elas devem ser tratadas em pé de igualdade; não deve haver qualquer distinção, a priori, entre as variáveis endógenas e exógenas. É com este espírito que Sims desenvolveu o modelo VAR (JOHNSTON E DINARDO, 2001, p. 316).

O Modelo de Auto-regressão Vetorial – VAR surgiu diante das dificuldades encontradas em diferenciar variáveis exógenas e endógenas em um modelo econômico. Trata-se de uma abordagem alternativa aos modelos estruturais multi-equacionais. Enders (2004) destaca que a *priori* a análise VAR não faz distinção entre variáveis endógenas e exógenas, e todas podem ser consideradas endógenas no modelo.

Os seguintes resultados são gerados com esse método:

- Funções impulso-resposta: a obtenção de elasticidades de impulso para *k* períodos à frente. Com isso, é possível avaliar o comportamento das variáveis em resposta a choques (inovações) individuais em quaisquer das variáveis que compõem o sistema. Esta ferramenta permite traçar e analisar simulações de eventos que possam ocorrer e que afetam as variáveis do modelo;
- Decomposição histórica da variância: trata de identificar a importância de cada choque ocorrido no passado na explicação dos desvios dos valores observados das variáveis em relação aos previstos, numa abordagem de previsões dentro da amostra;
- Causalidade de Granger: detecta a relação de causa-efeito entre um par de variáveis. Mostra como valores passados de uma variável causa “no sentido de Granger” a outra variável; e
- Decomposição da variância dos erros de previsão: para *k* períodos à frente, em percentagens a serem atribuídas a cada componente do sistema, podendo-se assim analisar o poder explanatório de cada variável sobre as demais. Essa análise permite obter o percentual da variância do erro de previsão de uma variável (nos diversos períodos) que pode ser explicado por cada choque não-antecipado nas variáveis do modelo (BACCHI, 2007).

Estas abordagens, concernentes ao método VAR, podem ser úteis no entendimento das inter-relações entre as variáveis econômicas (ENDERS, 2004).

A metodologia VAR tem como principal limitação o fato de ter uma estrutura recursiva para as relações contemporâneas entre as variáveis que compõem o sistema, o que é necessário para a identificação do modelo estrutural a partir da estimação da forma reduzida. Essa restrição foi superada pela proposta de Bernanke (1986) - VAR estrutural, no qual as relações contemporâneas são estabelecidas tomando por base a teoria econômica (HAMILTON, 1994). Dessa forma, torna-se essencial a construção de hipóteses que conduzam a elaboração de um modelo teórico que dê suporte ao estabelecimento das restrições na matriz de relações contemporâneas.

Um modelo VAR estrutural em sua forma matricial, com uma defasagem e *n* variáveis, pode ser assim representado:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} & b_{13} & . & b_{1n} \\ b_{21} & 1 & b_{23} & . & b_{2n} \\ . & . & . & . & . \\ b_{n1} & b_{n2} & b_{n3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \dots \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \\ \dots \\ b_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} & \gamma_{13} & . & \gamma_{1n} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} & \gamma_{23} & . & \gamma_{2n} \\ . & . & . & . & . \\ \gamma_{n1} & \gamma_{n2} & \gamma_{n3} & \dots & \gamma_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1,t-1} \\ x_{2,t-1} \\ \dots \\ x_{n,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \dots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix} \quad (92)$$

De forma compacta, a eq. (92) pode ser reescrita:

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (92')$$

Ao multiplicar (92') por $B^{-1}$ têm-se:

$$X_t = B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 X_{t-1} + B^{-1}\varepsilon_t \quad (93)$$

O modelo VAR em sua forma reduzida pode ser expresso por:

$$X_t = A_0 + A_1 X_{t-1} + e_t \quad (94)$$

O processo de identificação desenvolvido por Bernanke (1986) é orientado, como já citado, pela teoria econômica e as restrições são estabelecidas sobre a matriz de interações contemporâneas.

Segundo Enders (2004), dado que os elementos da diagonal principal de B na eq. (92´), são todos igual a 1, B contém $n^2 - n$ parâmetros não conhecidos. Logo, é necessário identificar $n^2$ parâmetros neste sistema. Então, como são conhecidos $\frac{(n^2 - n)}{n}$ elementos da matriz de variâncias e covariâncias da forma reduzida, e o sistema possui $n^2$ parâmetros a serem identificados, são necessárias $\frac{(n^2 - n)}{n}$ restrições.

Sendo assim, o modelo teórico desenvolvido deve ser conduzido de forma a estabelecer hipóteses que fundamentem as restrições a serem impostas nas relações contemporâneas entre as variáveis. Com isso, obtém-se a identificação do modelo na sua forma estrutural.

### 6.1.3 Auto-regressão vetorial com correção de erros – VEC

Nesta seção é explorada a questão teórica de como se deve proceder no caso em que, em um modelo VAR estrutural, as variáveis não sejam estacionárias. Surge então a necessidade de conciliar movimentos de curto prazo com equilíbrios de longo prazo. Enders (2004) cita que num contexto de modelos univariados, a tendência estocástica pode ser removida apenas com a diferenciação da variável. Isso resulta em séries estacionárias que podem ser analisadas por meio da técnica de Box-Jenkins. No entanto, além de muito usados, tal procedimento descarta informações potencialmente importantes acerca das relações de longo prazo (MADDALA, 2003). Já para modelos multivariados, o procedimento adotado deve ser diferente, surge então, a teoria da co-integração.

Engle e Granger (1987) tratam do conceito de co-integração da seguinte forma. Haverá co-integração se:

$$\beta_1 x_t + \beta_2 y_t + \ldots + \beta_n z_t = 0 \tag{95}$$

onde:

$$\beta = ( \beta_1 , \beta_2 , \ldots, \beta_n ) \tag{96}$$

e

$$x_t = ( y_t , x_t , \ldots, z_t ) \tag{97}$$

O equilíbrio de longo prazo pode ser representado por:

$$\beta' x_t = 0 \tag{98}$$

Caso isso não se verifique, mas os desvios do equilíbrio de longo prazo forem estacionários, as séries são consideradas co-integradas. Tem-se então:

$$\beta' x_t = u_t$$

Sendo $u_t$ uma série estacionária.

Dois procedimentos são usualmente utilizados para se analisar a existência ou não de relações de longo prazo estacionárias entre variáveis: o teste de Engle-Granger (1987) e o de Johansen (1988)[7].

O primeiro possui algumas limitações, dentre elas:

- Requer a classificação das variáveis em endógenas e exógenas; e
- Permite a estimação de apenas um vetor de co-integração, ou seja, de uma combinação linear das variáveis que resulte em uma série estacionária.

Diante dessa última, considera-se que o procedimento de Johansen é o mais adequado quando se trata de modelos multivariados.

Para um processo do tipo VAR(p), com a constante e um termo representando variáveis não estocásticas, têm-se:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + \ldots + A_p x_{t-p} + \Psi D_t + \varepsilon_t \qquad (99)$$

sendo $x_t$ um vetor ($n$ x $1$) de variáveis estocásticas e $D_t$ um vetor de variáveis não estocásticas. Assumindo-se a mesma ordem de integração para todas as variáveis, o teste de Johansen é realizado ajustando-se a eq. (99) re-parametrizada:

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \pi x_{t-1} + A_0 + \Psi D_t + \varepsilon_t \qquad (100)$$

com: $\pi = \alpha\beta$

na qual $\beta$ é uma matriz ($n$ x $r$) de vetores de co-integração e $\alpha$ é uma matriz ($n$ x $r$) de pesos em que cada vetor de co-integração entra no VAR. Têm-se então:

[7] Ambos os testes são explorados em maiores detalhes por Enders (2004).

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \ldots + \Gamma_{p-1} \Delta x_{t-p+1} + \alpha\beta' x_{t-1} + A_0 + \Psi D_t + \varepsilon_t \quad (101)$$

onde $\beta' x_{t-1}$ representa o termo de correção de erro – construído levando em consideração o número de relações de co-integração observadas entre as variáveis. Se for observada apenas uma relação de co-integração, $\beta$ tem dimensão ($1 \times n$) ou ($1 \times n + 1$) se esta incluir constante. Em geral, esse vetor é normalizado para uma variável.

O software econométrico usado para a realização dos testes foi o *Regression Analysis of Time Series – Rats 6.2,* no seu complemento *Cointegration Analysis of Time Series - CATS*.

## 6.2 Dados

No Quadro 1 estão descritas as variáveis do modelo, suas respectivas fontes e os tratamentos realizados.

| Variável | Tratamento Realizado e Descrição da variável | Fonte |
|---|---|---|
| Renda Interna ($m$) | PIB – preços básicos em R$ milhões; deflacionado pelo IGP-DI (valores correntes de dezembro de 2008). | IPEA-DATA |
| Exportações ($x$) | Quantidade exportada em toneladas | MDIC/SECEX |
| Estoque de animais ($\eta$) | Números de cabeças | IBGE |
| Produção ($Y$): | Volume total da produção de carne bovina em toneladas. | IPEA-DATA |
| Produtividade ($\theta$) | Peso médio da carcaça. | IPEA-DATA |
| Preços ao produtor ($p^p$) | Preço da arroba do boi gordo no Estado de São Paulo; deflacionado pelo IGP-DI (valores correntes de dezembro de 2008). | IEA-SP |
| Preços ao Varejo ($p^v$) | Preço do quilo da carne bovina na cidade de São Paulo, deflacionado pelo IGP-DI (valores correntes de dezembro de 2008) | DIEESE |

Quadro 1 – Fonte, tratamento e justificativa do uso das variáveis que compõem o modelo teórico, dados trimestrais: 1994 a 2008

Fonte: Elaborado pelo autor com base nos dados da pesquisa.

Nota: Em todas as variáveis foi aplicado o logaritmo.

Como forma de visualizar os dados utilizados, apresentam-se as Figuras de 14 a 21, tendo-se optado por transformá-las em índices com base igual a 100 no primeiro trimestre de 1994.

É possível notar, na Figura 14, que até 1998 as exportações de carne bovina eram pouco representativas e houve grande aumento após o segundo trimestre de 2002, invertendo-se a tendência em 2007.

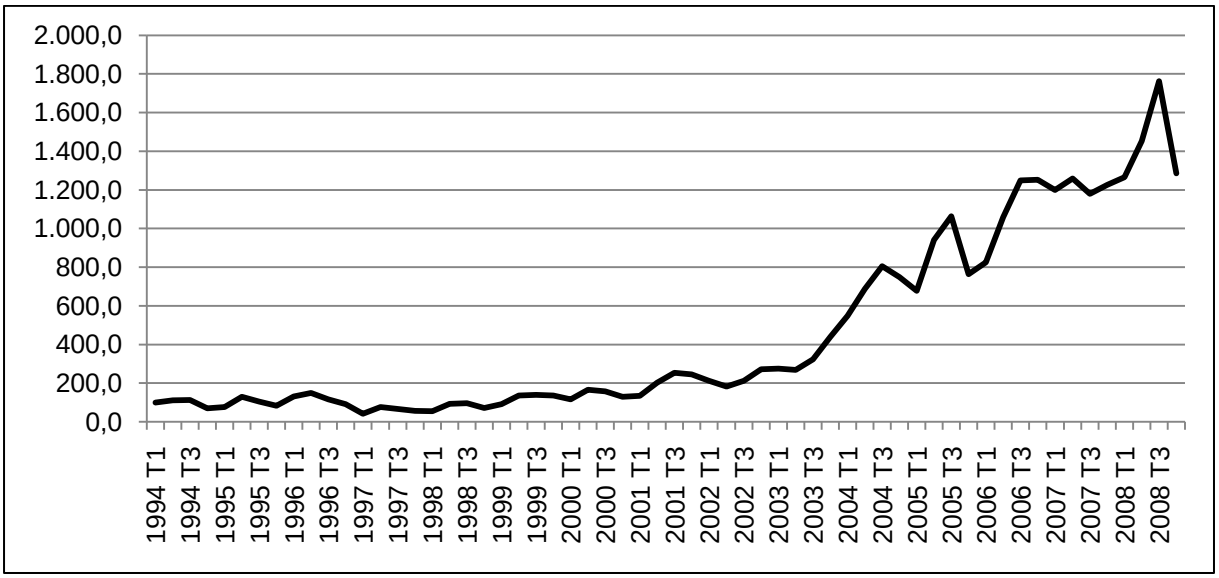


Figura 14 – Evolução do índice de exportações de carnes

Fonte: MDIC/SECEX.

A Figura 15 mostra o comportamento do índice de produtividade (peso médio das carcaças) e nota-se que houve uma acentuada redução nos terceiro e quarto trimestres de 1996. De modo geral, o índice oscila entre curtos espaços de tempo, no entanto, no período todo, nota-se crescimento. A variabilidade de curto prazo está associada, principalmente, ao padrão sazonal de produção. No entanto, pode haver períodos em que ocorrem abate de animais de menor peso devido à influência de preços de mercado.

A evolução do índice da variável que mede o a produção total de carnes bovina é mostrada na Figura 16. Há uma tendência clara de crescimento, especialmente após 1997, assim como ocorreu no caso da produtividade. Nos últimos dois anos da série houve uma reversão da tendência. Essa redução refletiu-se em menor volume de carne exportada, com se observa na Figura 14.

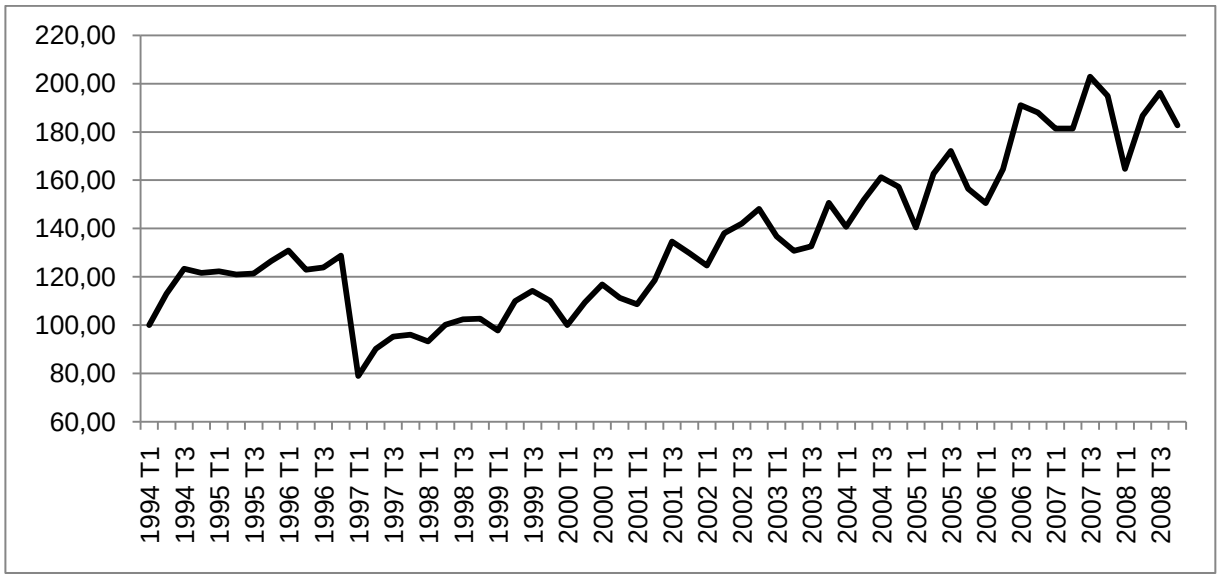


Figura 15 – Evolução do índice de produtividade do rebanho bovino

Fonte: IBGE.

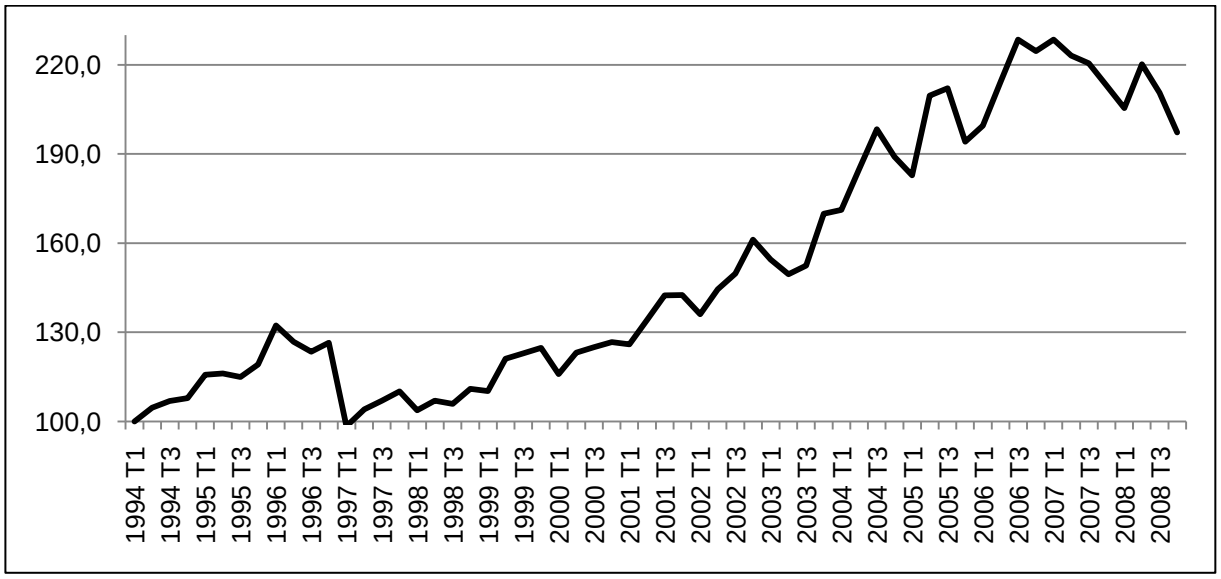


Figura 16 – Evolução do índice da produção total de carnes bovina

Fonte: IPEA-DATA.

A evolução do índice da variável que mede número o total de animais abatidos é mostrada na Figura 17. Em termo de tendência de longo prazo, o comportamento dessa série é bastante parecido com o da produção, como era de se esperar.

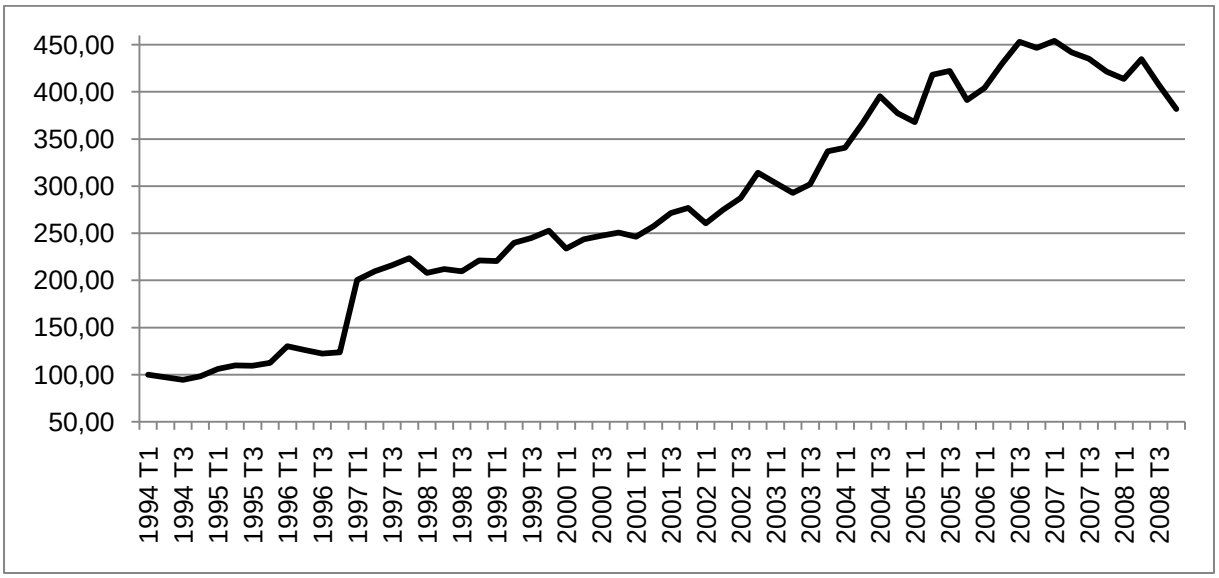


Figura 17 – Evolução do índice do número total de animais abatidos

Fonte: IPEA-DATA.

Na Figura 18 é mostrado o comportamento do índice de preços da arroba de boi gordo. Há uma grande volatilidade no índice, que tem o maior valor em 1995, seguido pela maior queda até o segundo trimestre de 1996. Em 2006, o preço da arroba do boi gordo atingiu o seu valor mais baixo do período considerado na análise. Nos últimos anos o preço tem se recuperado diante da redução da produção total de carnes (Figuras 16).

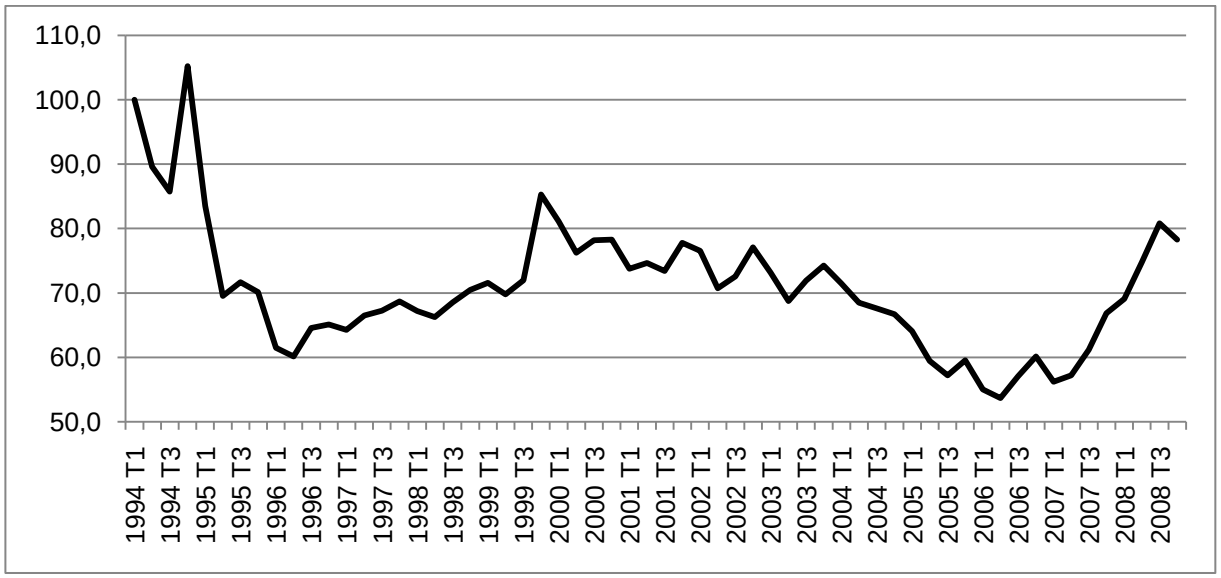


Figura 18 – Evolução do índice de preços ao produtor (arroba de boi gordo)

Fonte: IEA-SP.

A Figura 19 traz o índice de preços ao varejo que atingiu seu valor mais alto, assim como o da arroba, em 1995. Nota-se uma tendência muito clara de redução nos preços da carne bovina, o que só se altera em 2007, quando há um início de recuperação. No geral, o comportamento dessa série é semelhante ao do preço da arroba.

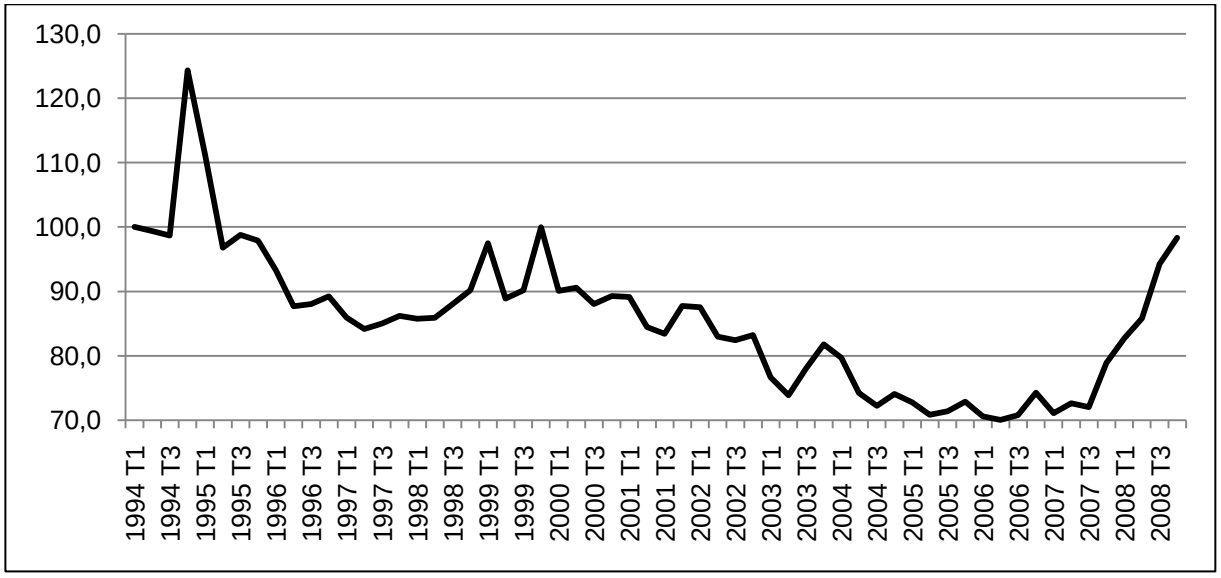


Figura 19 – Evolução do índice de preços ao varejo (carne bovina)

Fonte: DIEESE.

O índice que expressa a renda interna é apresentado na Figura 20 e é possível verificar uma tendência de crescimento em todo o período. Essa elevação na renda eleva o poder de compra da população, refletindo-se no consumo doméstico.

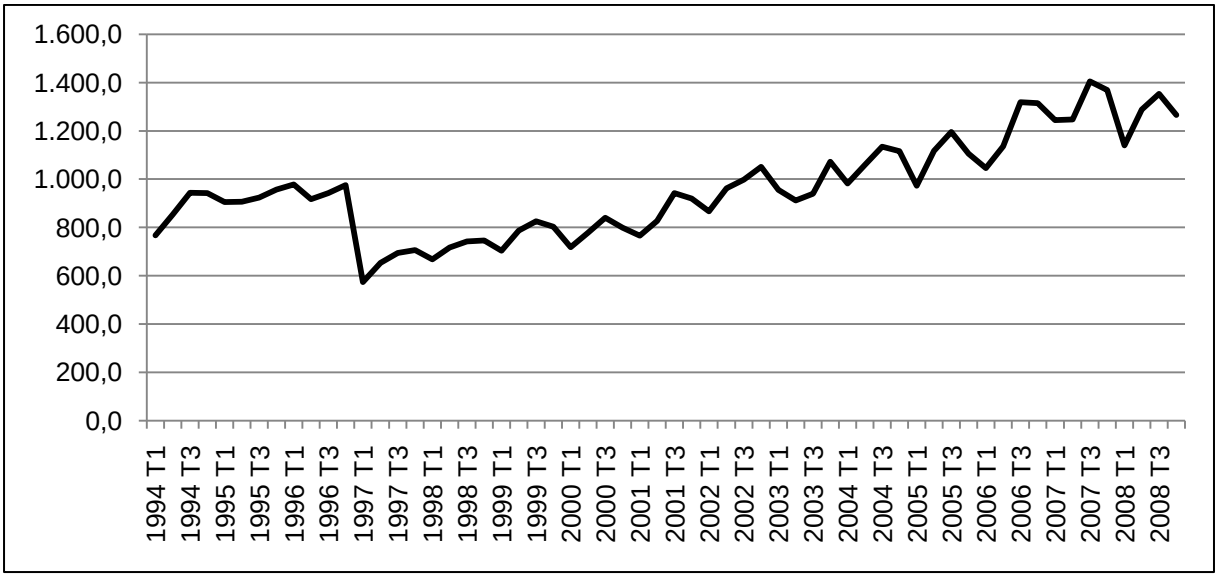


Figura 20 – Evolução do índice da renda interna (PIB)

Fonte: IPEA-DATA.

A Figura 21 mostra a evolução do índice do estoque de animais da pecuária brasileira. Observa-se tendência de crescimento até 2005, sendo a taxa mais elevada a observada entre 2000 e 2005.

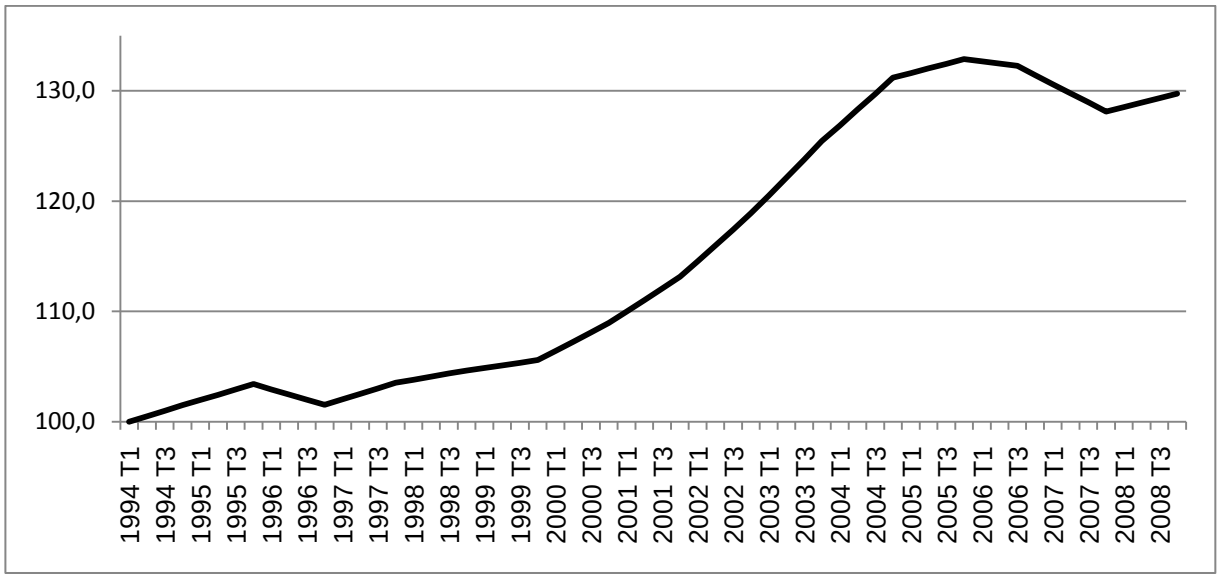


Figura 21 – Evolução do índice do estoque de animais (número de cabeças) da pecuária bovina

Fonte: IBGE.

# 7 RESULTADOS E DISCUSSÕES

## 7.1 Resultados dos testes de raiz unitária

A seguir, na Tabela 7, apresentam-se os resultados dos testes de raiz unitária feitos para as variáveis do modelo especificado para analisar o crescimento do produto pecuário brasileiro e das exportações de carnes. O teste usado é o proposto por Elliot, Rothenberg e Stock (1996), também chamado de *Dickey-Fuller Generalized Least Square* – DF-GLS. Os resultados indicam que todas as séries são integradas de ordem 1 - I(1) ao nível de significância de 0,01 de probabilidade. Ao nível de 0,05 de probabilidade, os resultados indicam que a renda é estacionária no modelo que inclui constante e tendência. No entanto, o valor do teste é muito próximo ao do crítico. Dessa forma, o modelo foi ajustado com os dados nas diferenças de primeira ordem.

Tabela 7 – Resultados dos testes de raiz unitária de Elliott-Rothenberg-Stock (DF-GLS) para as séries utilizadas no modelo

| Variável | | Modelo 1 | Modelo 2 |
|---|---|---|---|
| | P | Estatística DF-GLS | Estatística DF-GLS |
| *Quantum* Exportado ($x$) | 2 | -1,450 | 0,062 |
| Produtividade ($\theta$) | 7 | -1,994 | 0,321 |
| Estoque de Animais ($\eta$) | 0 | -0,415 | 1,903 |
| Produção ($Y$) | 10 | -1,682 | 0,072 |
| Preços ao Produtor ($P^p$) | 2 | -0,962 | -0,767 |
| Preços ao Varejo ($P^v$) | 2 | -1,025 | -0,915 |
| Renda Interna ($m$) | 4 | -3,092 | 6,108 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Modelo 1: na versão com constante e tendência (valores críticos em Elliot, Rothenberg e Stock (1996) ( 5% = -2,89; 1% = -3,48)).

Modelo 2: na versão apenas com constante (valores críticos em Dickey e Fuller (1979; 1981) (5%= -1,95; 1% = -2,58)).

Quanto ao número de defasagem das variáveis, conforme já mencionado anteriormente, foi usado o critério modificado de Akaike (MAIC), e os resultados foram os mesmos para os dois modelos. A ordem de cada um encontra-se especificada na segunda coluna da Tabela 7.

## 7.2 Resultado do teste de co-integração

Para testar e estimar as relações de longo prazo entre as variáveis,foi utilizado o teste de Johansen (1988). Diante do contexto multivariado da análise e da possibilidade de identificação de mais de um vetor de co-integração, este procedimento é o mais adequado. Os modelos foram ajustados com *drift*, o que é recomendado quando pelo menos uma das séries exibe tendência determinista no tempo, o que pôde ser observado na análise gráfica das séries. Os resultados indicam que existem 2 vetores de co-integração (Tabela 8), o que indica a necessidade de se utilizar o Modelo de Auto-regressão Vetorial com Correção de Erros – VEC para a análise proposta nesta tese.

Tabela 8 – Resultados do teste de co-integração de Johansen

| Hipótese Alternativa ($H_0$) | Hipótese Alternativa ($H_1$) | Estatística Traço | Valores Críticos (5%) |
|---|---|---|---|
| $r \leq 6$ | $r = 7$ | 0,252 | 3,841 |
| $r \leq 5$ | $r = 6$ | 5,012 | 15,408 |
| $r \leq 4$ | $r = 5$ | 15,280 | 29,804 |
| $r \leq 3$ | $r = 4$ | 31,930 | 47,707 |
| $r \leq 2$ | $r = 3$ | 60,373 | 69,611 |
| $r \leq 1$ | $r = 2$ | 96,271 | 95,514 |
| $r = 0$ | $r = 1$ | 137,887 | 125,417 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

### 7.2.1 Modelos de auto-regressão vetorial com correção de erros – VEC

#### 7.2.1.1 Matriz de relações contemporâneas

Os resultados obtidos através da estimação do modelo proposto neste trabalho para analisar os determinantes do desempenho da pecuária de corte brasileira são reportados neste item, iniciando com os referentes aos da matriz de relações contemporâneas (Tabela 9). Cumpre lembrar que a estatística *t,* no caso do uso do modelo VEC, não tem o mesmo rigor que o observado nos casos de modelos estimados por Mínimos Quadrados Ordinários. Mesmo assim, ela foi relatada e analisada para cada coeficiente estimado.

Os modelos foram ajustados com as diferenças dos logaritmos das séries originais. Nesse sentido, os valores estimados tratam de elasticidades entre taxas de crescimento. No entanto, para facilitar a redação, as elasticidades serão tratadas, daqui em diante, apenas como relações entre as variáveis.

Os resultados que tratam dos efeitos contemporâneos mostram não se são estatisticamente significativos a 5% de probabilidade os seguintes coeficientes: o coeficiente da relação entre o estoque e o produto, o coeficiente da relação entre o preço ao produtor e as exportações e o da relação entre o preço ao produtor e o produto da pecuária. Neste último caso, ele apresentou-se significativo a 20% de probabilidade, mas com magnitude bastante pequena.

Tabela 9 - Estimativa para a matriz de coeficientes de relações contemporâneas do modelo que explica os determinantes do desempenho da pecuária de corte brasileira

| Influência | | Coeficiente Estimado | Nível de Significância |
|---|---|---|---|
| De | Sobre | | |
| Preço ao Produtor | Produto | -0,0710 | 0,2027 |
| Estoque de Animais | Produto | 0,0829 | 0,9478 |
| Produtividade | Produto | 0,4814 | 0,0000 |
| Preços ao Varejo | Exportações | -2,1340 | 0,0161 |
| Preços ao Produtor | Exportações | 0,5446 | 0,4325 |
| Estoque de Animais | Exportações | -25,9204 | 0,0137 |
| Produtividade | Exportações | 1,6784 | 0,0000 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

* Modelo sem constante e sem tendência.

Em termos de elasticidades, observa-se que a produtividade afeta positivamente a produção de carnes: um impacto de 1% na primeira variável aumenta o produto em aproximadamente 0,5%. Como era esperado, o aumento do peso médio da carcaça resulta em maior quantidade de carne bovina disponível, para um mesmo número de animais abatidos.

Um choque positivo de 1% no preço ao varejo reduz as exportações em 2,1%. Esse resultado, embora não condizente com o modelo teórico definido, é perfeitamente compatível com a idéia de que preços elevados podem estar associados com escassez do produto para comercialização. Pode-se esperar que aumentos de preços seja decorrência de menor disponibilidade do produto para ser ofertado, o que pode afetar negativamente as exportações.

O efeito de um choque no estoque de animais sobre as exportações é significativo e elevado: um choque positivo de 1% no estoque de animais reduz as exportações em 25,9%. A explicação para esse efeito é a de que o aumento do estoque de animais, no curto prazo, está associado ao menor abate devido à retenção de matrizes, o que acaba por refletir-se nas exportações.

O impacto da produtividade sobre as exportações é positivo e expressivo: um choque não antecipado de 1% na produtividade eleva as exportações em 1,7%.

#### 7.2.1.2 Funções de impulso resposta

Nesta seção, buscam-se identificar os efeitos de choques não antecipados sobre as variáveis do sistema *k* períodos à frente.

Na Figura 22 são apresentados os efeitos de choques em cada variável do sistema sobre o produto da pecuária de corte, chamando a atenção a influência do estoque de animais. No primeiro trimestre, ela é negativa, mas de baixa magnitude, passando a positiva já no segundo trimestre (elasticidade próxima a 3,0). A elasticidade acumulada é de 7,6 no 7º trimestre, permanecendo a mesma a partir de então (escala apresentada no eixo da direita).

Um choque não antecipado na produtividade reflete-se rapidamente sobre o produto e o efeito tende a desaparecer logo no segundo trimestre, observando-se estabilidade na linha que reflete as elasticidades acumuladas. Todos os demais efeitos são de pequena magnitude. Dessa forma, as duas variáveis que têm maior efeito sobre o produto são o estoque de animais e a produtividade, sendo a primeira a mais importante.

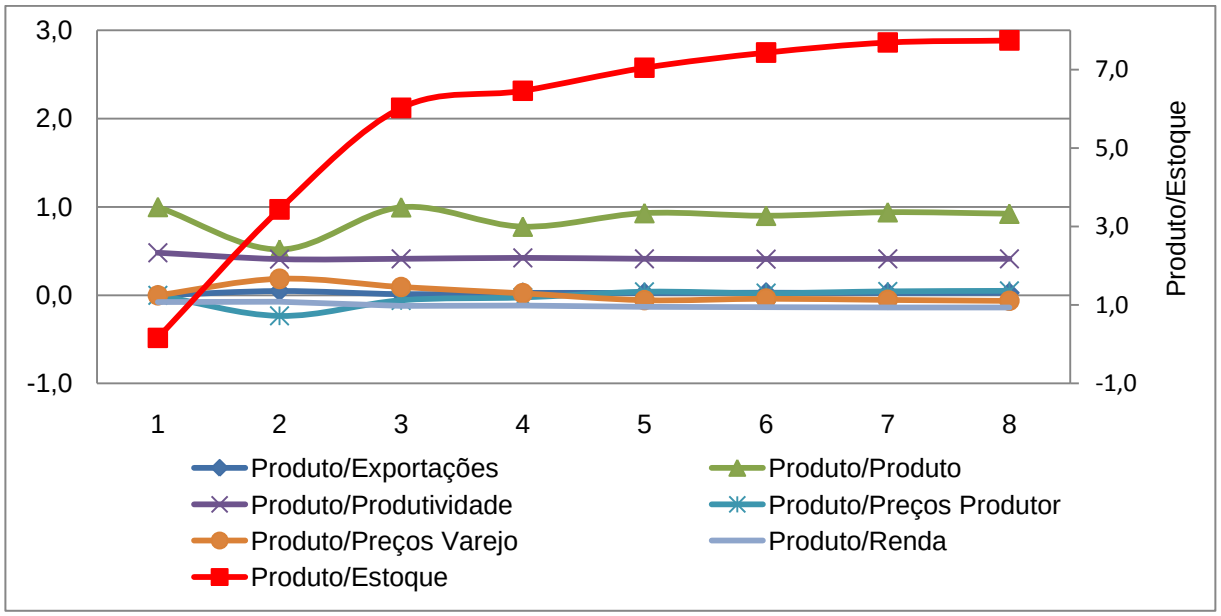


Figura 22 - Função de respostas acumuladas do produto pecuário a choque nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque de animais, preços ao produtor e ao varejo e renda interna

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Os efeitos de choques não antecipados nas variáveis do modelo sobre as exportações brasileiras de carne estão representados na Figura 23. Os resultados indicam que um choque de 1% na produtividade eleva as exportações em 1,68% no primeiro trimestre. A elasticidade acumulada no quinto trimestre é de 1,3, permanecendo nesse nível a partir desse período, quando o impacto dos choques desaparece. Assim, ganhos em produtividade elevam a quantidade de carne produzida, refletindo-se em maiores excedentes e aumento das exportações. Outro efeito expressivo sobre as exportações é o do produto: é crescente e atinge seu maior valor acumulado já no terceiro trimestre (2,6).

O impacto de um choque não antecipado no estoque de animais (escala apresentada no eixo da direita) sobre as exportações é expressivo: um choque positivo de 1% no estoque de animais reduz as exportações em praticamente 26% no primeiro período. Posteriormente, o efeito passa a ser positivo e no sétimo trimestre a elasticidade acumulada é de aproximadamente 13,0, valor em que se estabiliza. Cumpre chamar a atenção que só no primeiro período o efeito é negativo. O aumento

do estoque de animais pode ocorrer, no curto prazo, pela redução do abate, o que resulta em queda das exportações. A relação em *t* = 0 entre o estoque de animais e o abate não foi estimada devido à necessidade de se impor restrições na matriz de relações contemporâneas.

O aumento de 1% no preço ao produtor eleva as exportações em 0,5% no primeiro trimestre; no segundo e terceiro trimestres o efeito acumulado torna-se negativo, desaparecendo após o quinto, com elasticidade próxima a zero.

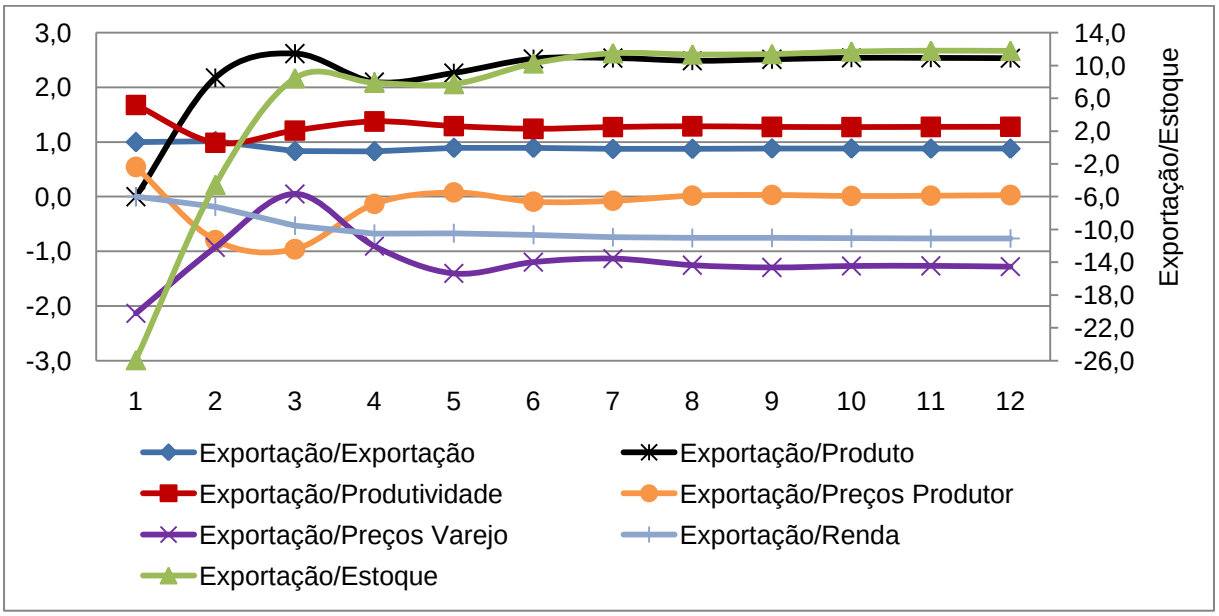


Figura 23 - Função de respostas acumuladas das exportações a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Os preços no varejo afetam as exportações de forma negativa: um choque de 1% nos preços no varejo reduz as exportações em 2,5% no primeiro trimestre. Como já mencionado, na análise da matriz de relações contemporâneas, esse efeito pode estar relacionado à escassez do produto no mercado. Barros et al. (2002), ao analisarem os determinantes das exportações brasileiras de produtos agropecuários, encontraram

elasticidades negativas em relação ao preço doméstico para a maioria deles, sendo a escassez do produto apontada como a responsável pelo sinal observado.

Como esperado, o efeito da renda sobre as exportações é negativo: uma elevação de 1% na renda interna reduz as exportações em torno de 0,2% no primeiro trimestre, atingindo um valor acumulado de 0,75% no sexto trimestre, estabilizando-se a partir desse ponto.

A resposta do estoque de animais a choque não antecipados nas variáveis do sistema é mostrada na Figura 24, verificando-se que a única que tem representatividade é a de choque na própria variável.

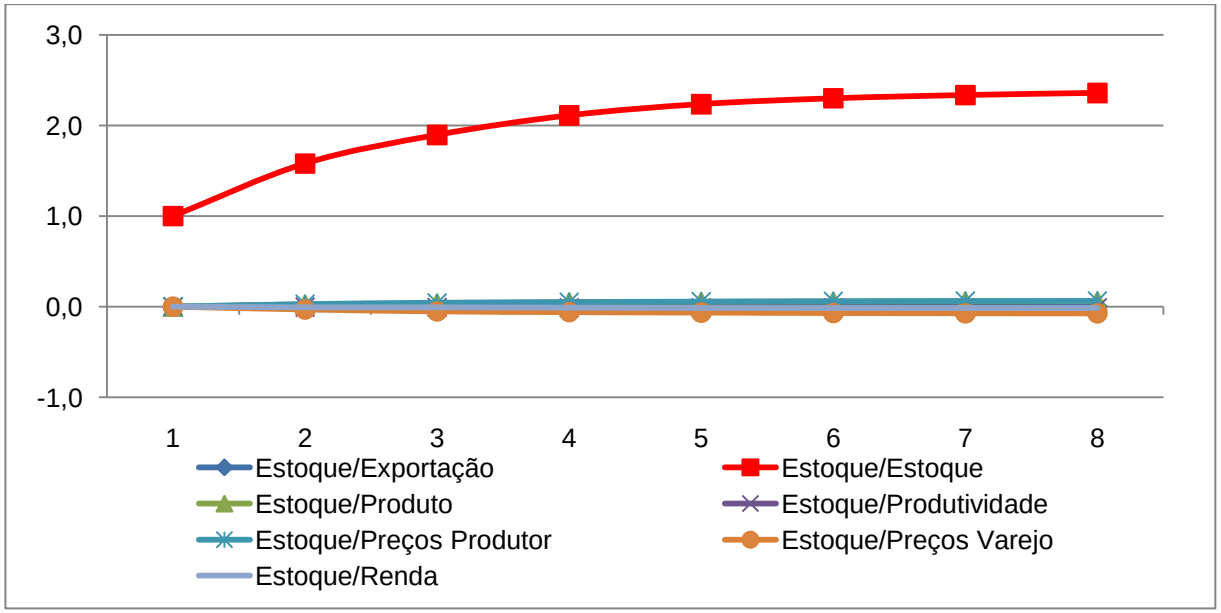


Figura 24 – Função de respostas acumuladas do estoque de animais a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

As respostas da variável produtividade a choque não antecipado nas demais variáveis do modelo estão expostas na Figura 25. O maior efeito é o causado por choque no estoque de animais. A elasticidade acumulada é de aproximadamente 16,0

no oitavo semestre. Choques não antecipados nas demais variáveis têm apenas pequeno efeito sobre a produtividade.

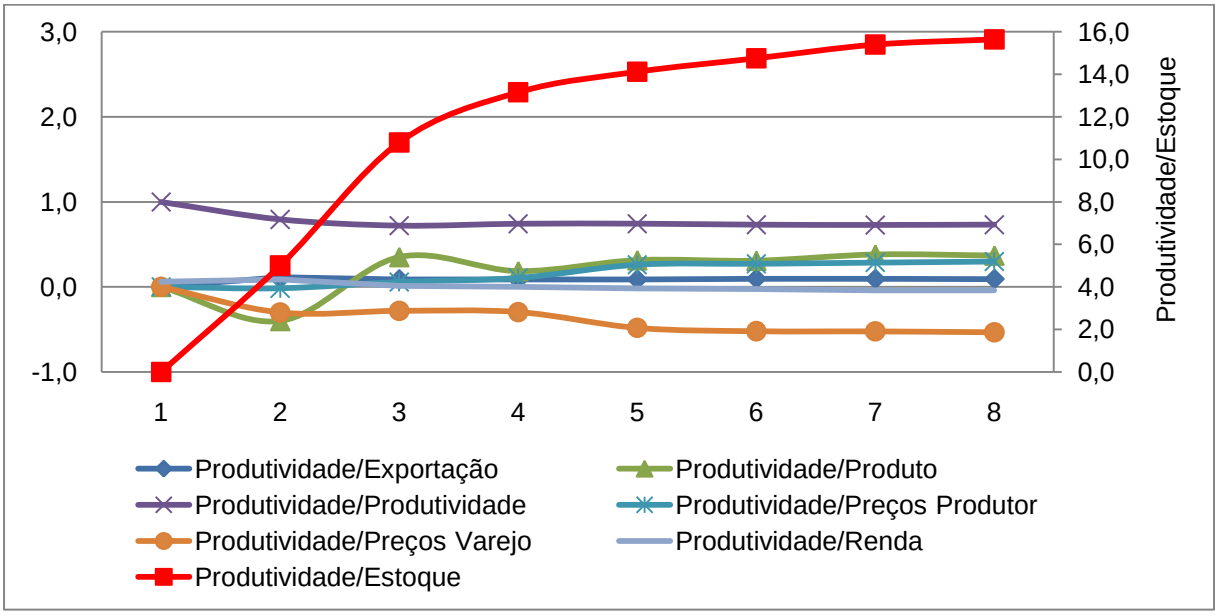


Figura 25 - Função de respostas acumuladas da produtividade a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Um choque não antecipado no estoque de animais faz com que o preço ao produtor se eleve (retenção de matrizes), movimento que se reverte posteriormente (Figura 26). Como era de se esperar, um choque não antecipado no preço ao varejo causa queda no preço ao produtor. Barros (1987) explica esse movimento pela menor demanda do segmento varejista, o que faz com que a demanda ao produtor e o preço neste segmento de mercado caiam. Um choque não antecipado no produto faz com que o preço ao produtor tenha uma pequena queda.

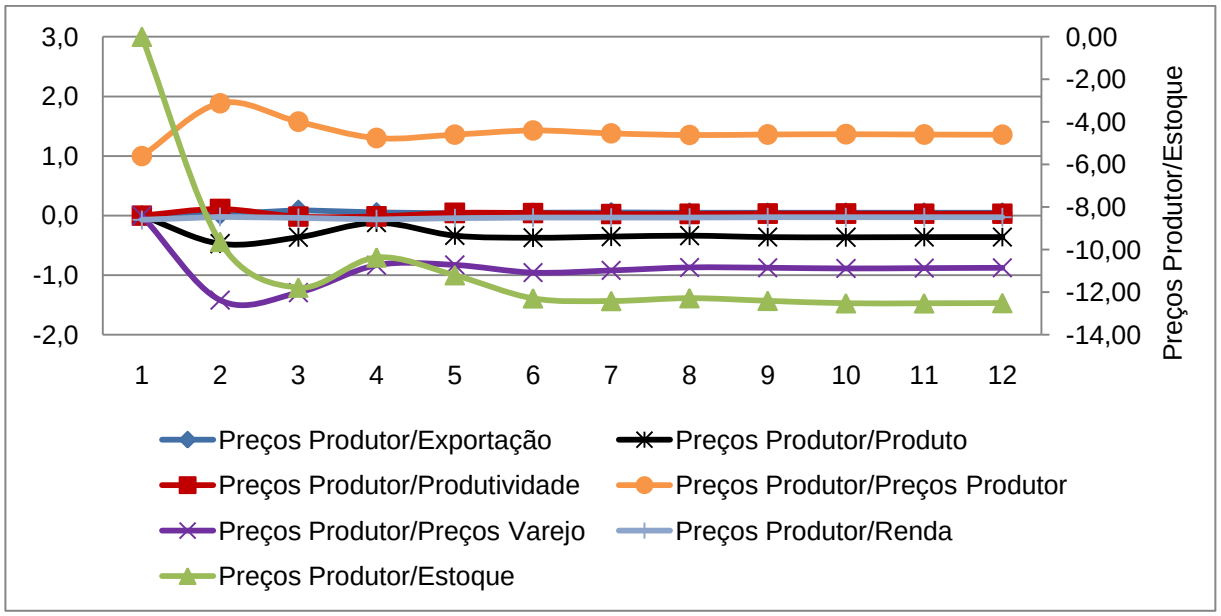


Figura 26 - Função de respostas acumuladas dos preços ao produtor a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

A resposta do preço no varejo a choques não antecipados nas demais variáveis do sistema são apresentadas na Figura 27. Verifica-se que um aumento de 1% no estoque de animais reduz os preços no varejo em quase 8% no segundo trimestre, efeito esse que perdura, atingindo uma elasticidade acumulada negativa de 13,0 no 6º. Trimestre (escala apresentada no eixo da direita). Um choque não antecipado no produto também resulta em menores preços ao varejo. No entanto, as elasticidades são de pequena magnitude (próxima a -0,7 no acumulado). Impactos de choques não antecipados na produtividade e renda mostraram-se pequenos. Choque não antecipado no preço ao produtor eleva o do segmento varejista.

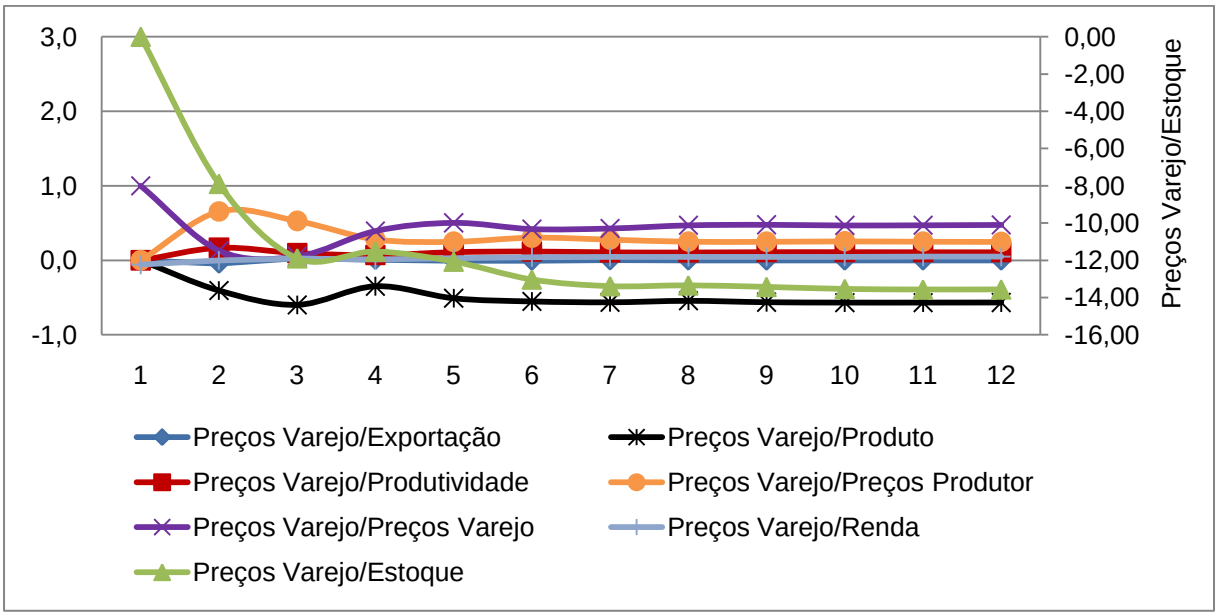


Figura 27 - Função de respostas acumuladas dos preços ao varejo a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

### 7.2.1.3 Decomposição histórica da variância dos erros de previsão

A decomposição histórica do erro de previsão permite que se analisem quais foram as variáveis responsáveis pelas diferenças entre os valores efetivos e os previstos dentro da amostra, obtidos através do modelo que capta o padrão médio de variação da série. Essa análise permite também que se faça uma avaliação da qualidade de ajustamento do modelo, particularizando para cada variável nele incluída.

Na Figura 28, pode-se observar que os fundamentos (exportação, produtividade, estoque de animais, preços ao produtor, preços ao varejo e renda) têm grande poder explicativo sobre o produto pecuário brasileiro, exceto nos anos 1997 e 1998. A Figura 29 também retrata esse comportamento. Não se observa predominância de variáveis específicas na determinação dos erros de previsão, podendo-se responsabilizar os choques não antecipados na própria variável (produto) pelos erros. Analisando a Figura 30, observa-se que em cerca de 80% dos casos o erro de previsão é inferior a 8,0%,

podendo-se afirmar que os fundamentos explicam em boa medida as variações do produto pecuário no período analisado.

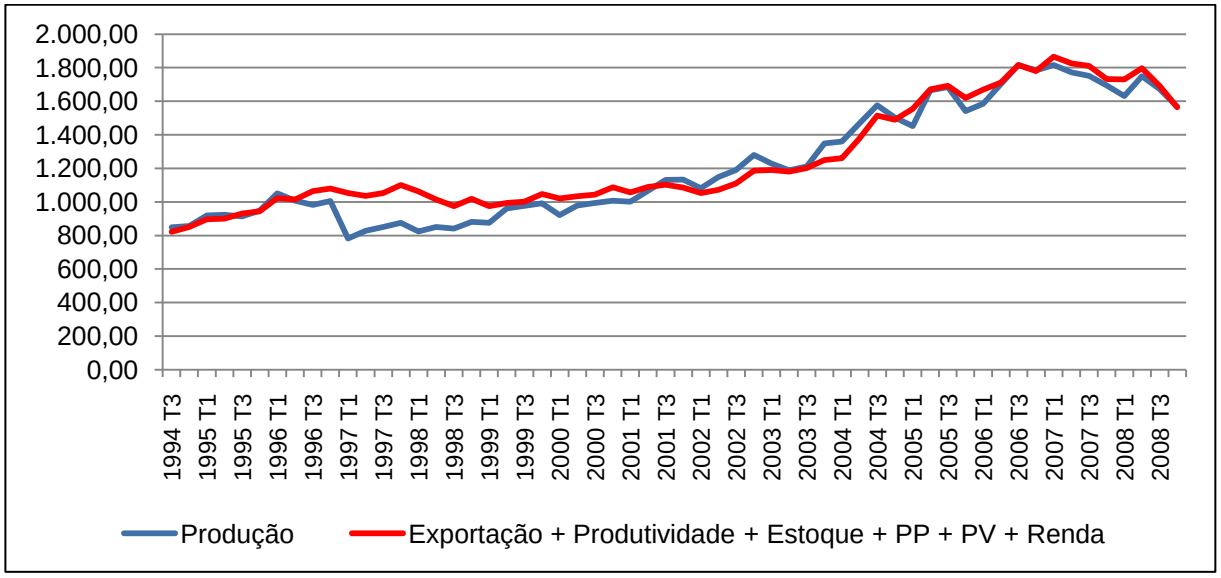


Figura 28 – Previsões do produto da pecuária de corte baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo e série efetiva do produto da pecuária de corte

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

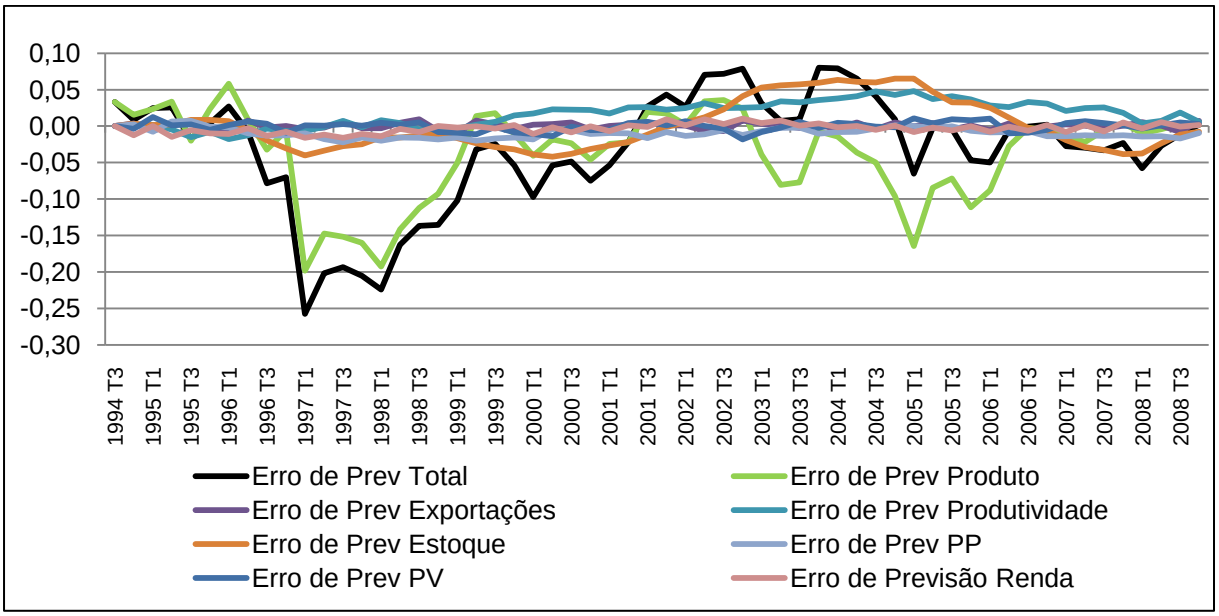


Figura 29 – Decomposição histórica do erro total de previsão do produto da pecuária de corte em valores atribuídos a cada variável do sistema

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

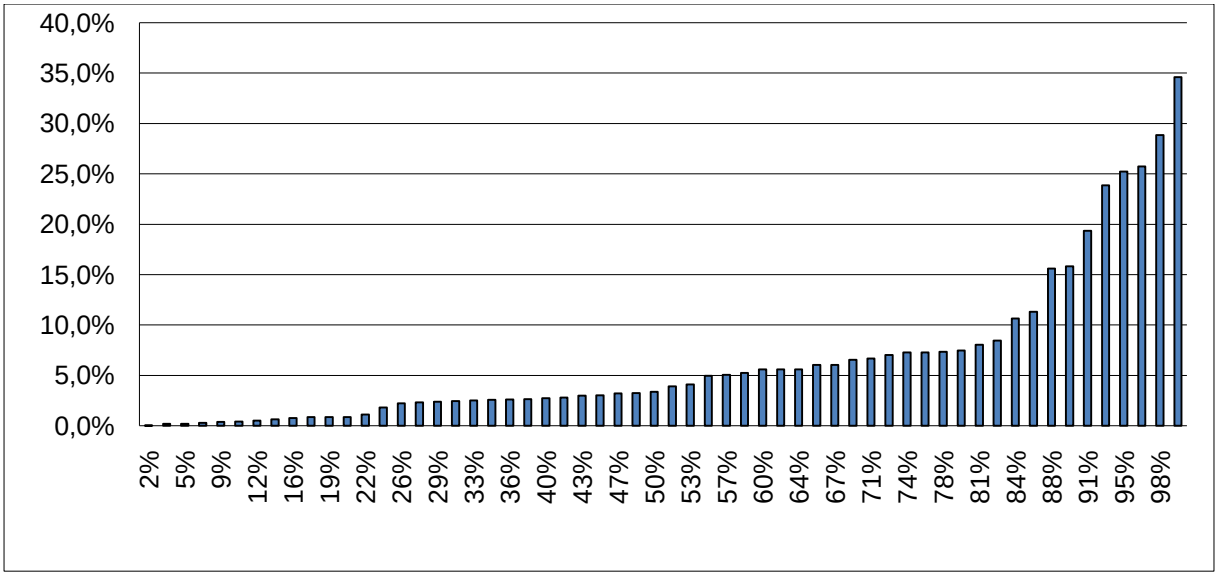


Figura 30 – Distribuição acumulada dos erros de previsão do produto da pecuária de corte

Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Na Figura 31, nota-se que os fundamentos explicam bem as exportações de carne bovina brasileira até o ano de 2000. Em 1997 e 1998, a variável mais importante na determinação do erro de previsão dessa variável foi o produto (Figura 32). Na primeira metade dos anos 2000, dentre as variáveis do modelo, a que teve maior importância na determinação do erro de previsão, foi a produtividade.

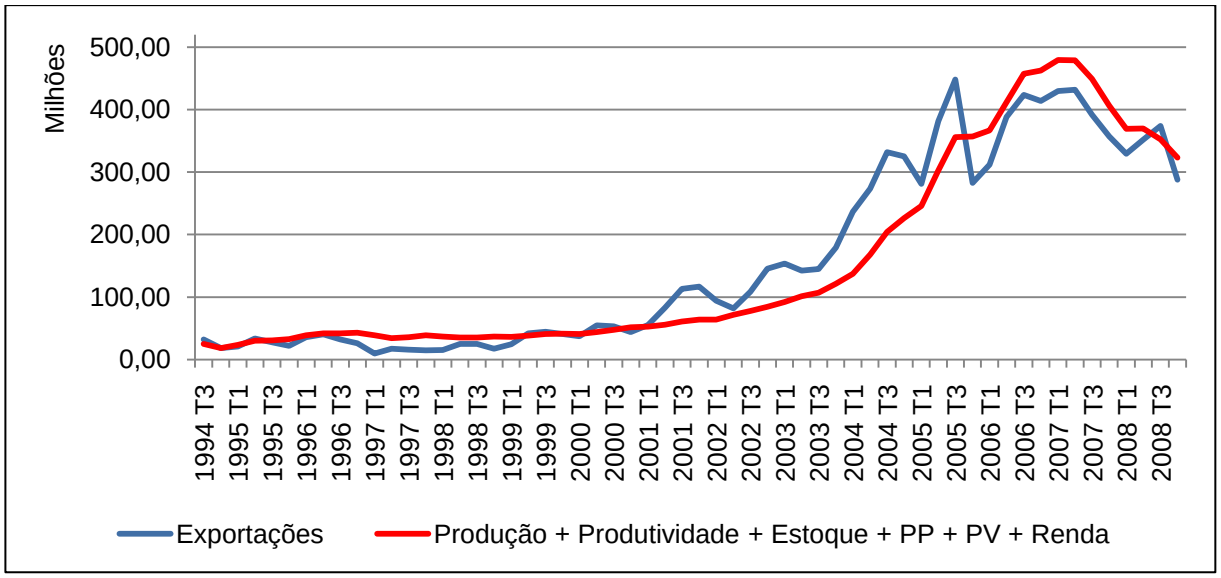


Figura 31 – Previsões das exportações de carne bovina baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo e série efetiva de exportações de carne bovina

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

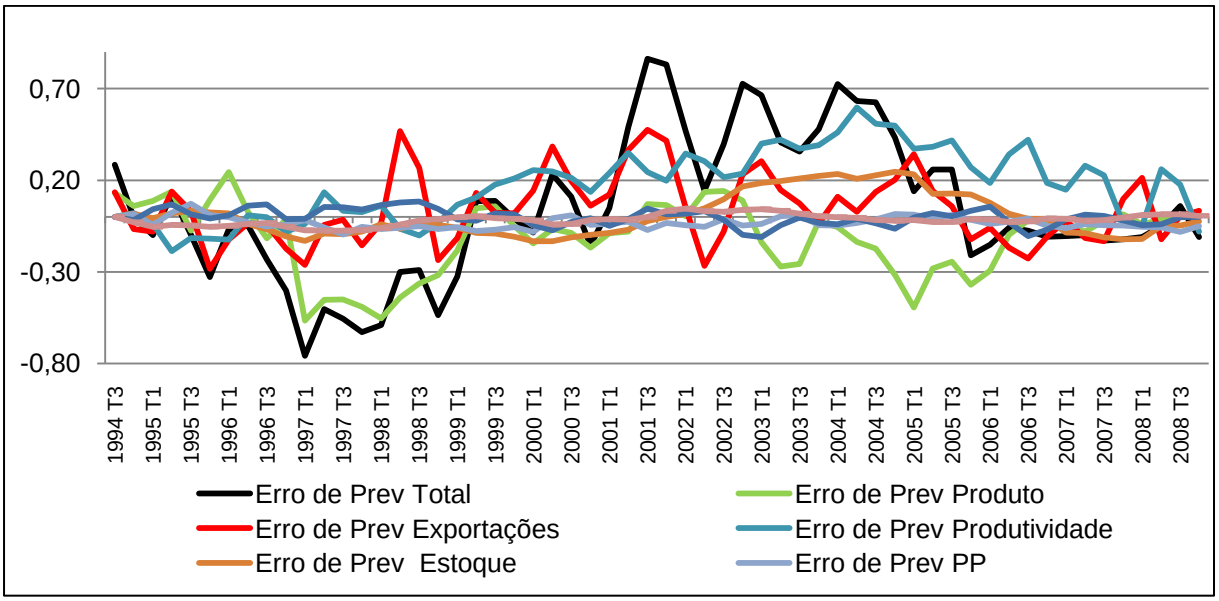


Figura 32 – Decomposição histórica do erro total de previsão das exportações em valores atribuídos a cada variável do sistema

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Baseando-se na Figura 33, conclui-se que em 80% das vezes os fundamentos explicam mais de 55% das variações das exportações de carne bovina brasileira. Os altos valores dos erros observados para o caso das exportações estão associados, principalmente, à grande redução no comércio internacional de carne bovina no ano de 1997. No último trimestre de 1996, o total exportado foi de aproximadamente US$ 26 milhões, e no primeiro trimestre do ano seguinte, caiu para US$ 9,4 milhões. Nos períodos seguintes, as exportações de carne bovina recuperaram-se lentamente e, somente em 1999, atingiram o patamar de US$ 40 milhões. As variáveis incluídas no modelo não explicam a queda abrupta das exportações desse período. Conclui-se, assim, que outras variáveis não incluídas no modelo possam ser responsabilizadas pelo não tão bom ajustamento observado no caso da equação que trata das exportações brasileiras de carne bovina. Entre essas variáveis podem estar àquelas relacionadas a variações pontuais da demanda do mercado internacional. Sugere-se que em futuras análises esse assunto seja explorado de forma aprofundada.

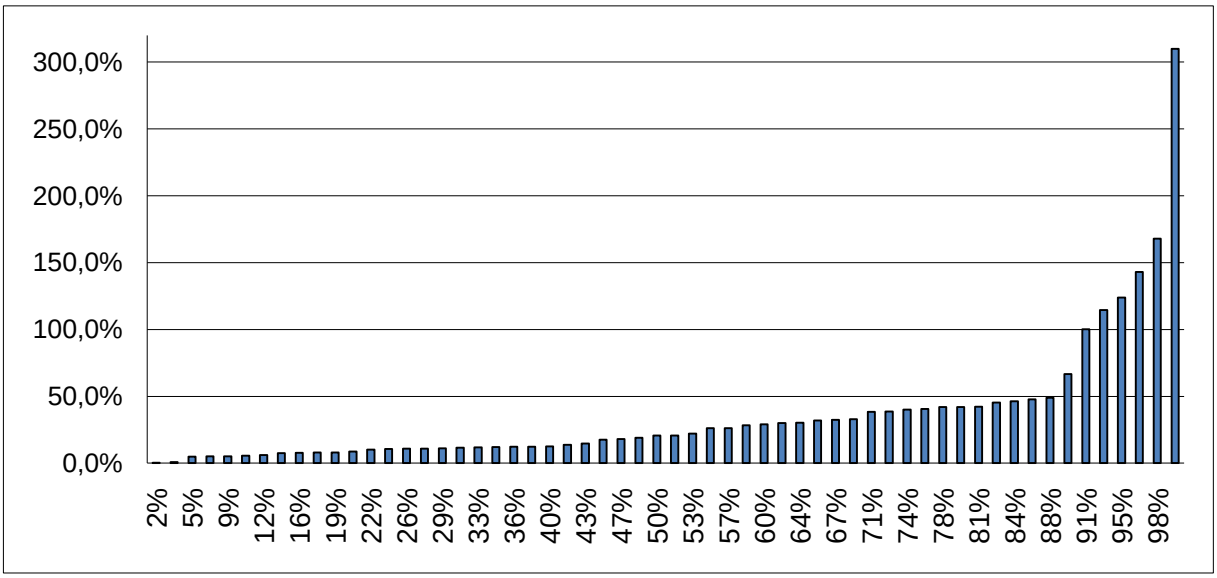


Figura 33 – Distribuição acumulada dos erros de previsão das exportações brasileiras de carne bovina

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Com relação à produtividade, na Figura 34 é possível verificar que o conjunto das variáveis explicativas do modelo (fundamentos) explica bem os valores efetivos do peso médio das carcaças em uma boa parte do período analisado, especialmente a partir de 2001. Na segunda metade dos anos 90, o produto foi a variável explicativa de maior relevância na determinação do erro de previsão da produtividade, seguido pelo estoque de animais. Na primeira metade dos anos 2000, o efeito do estoque de animais neutralizou o efeito produto negativo de forma que os erros de previsão tiveram pequena magnitude (Figura 35). Em 80% das vezes, o erro de previsão é menor que 20%. Em 50% dos casos, o erro de previsão é menor que 8%.

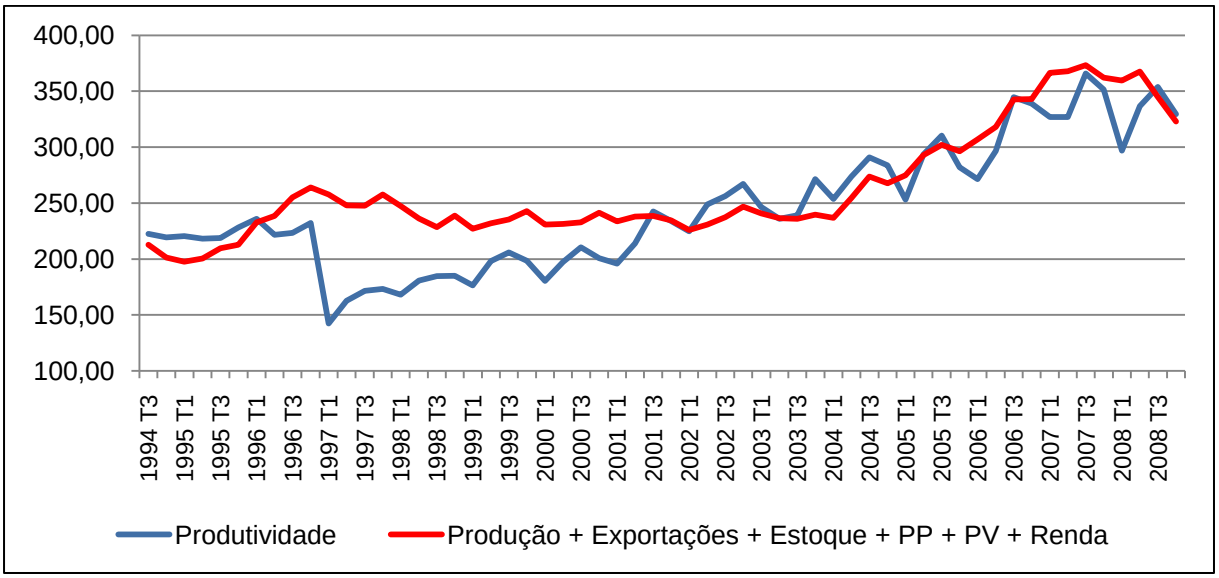


Figura 34 – Previsões da produtividade baseadas no conjunto das variáveis explicativas e série efetiva de produtividade

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

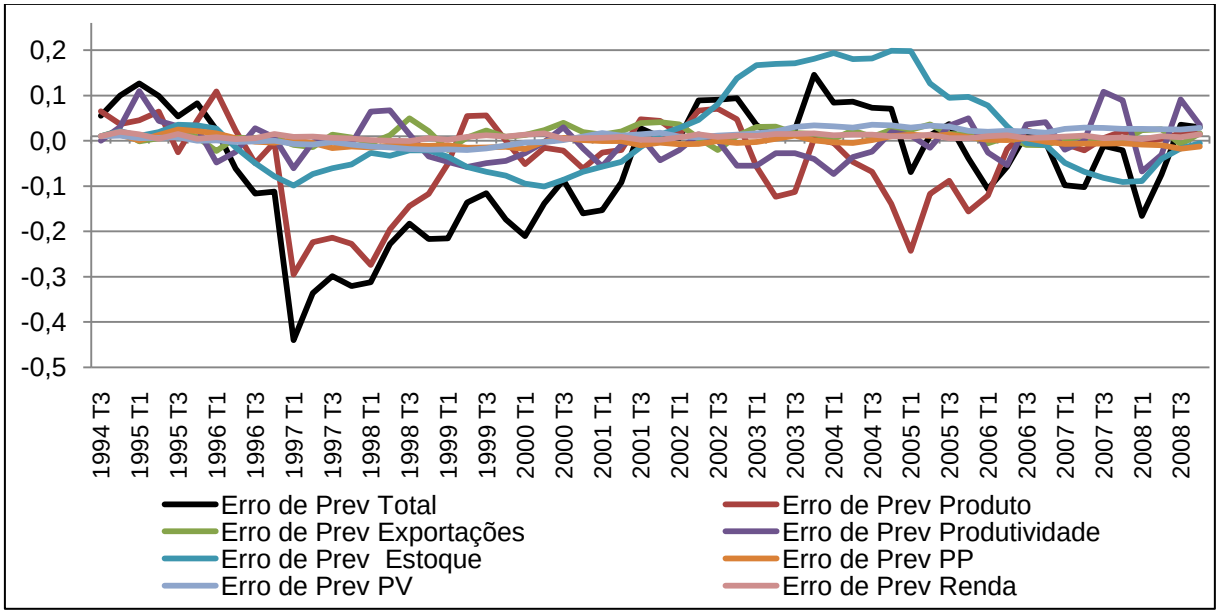


Figura 35 – Decomposição histórica do erro total de previsão da produtividade em valores atribuídos a cada variável do sistema

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

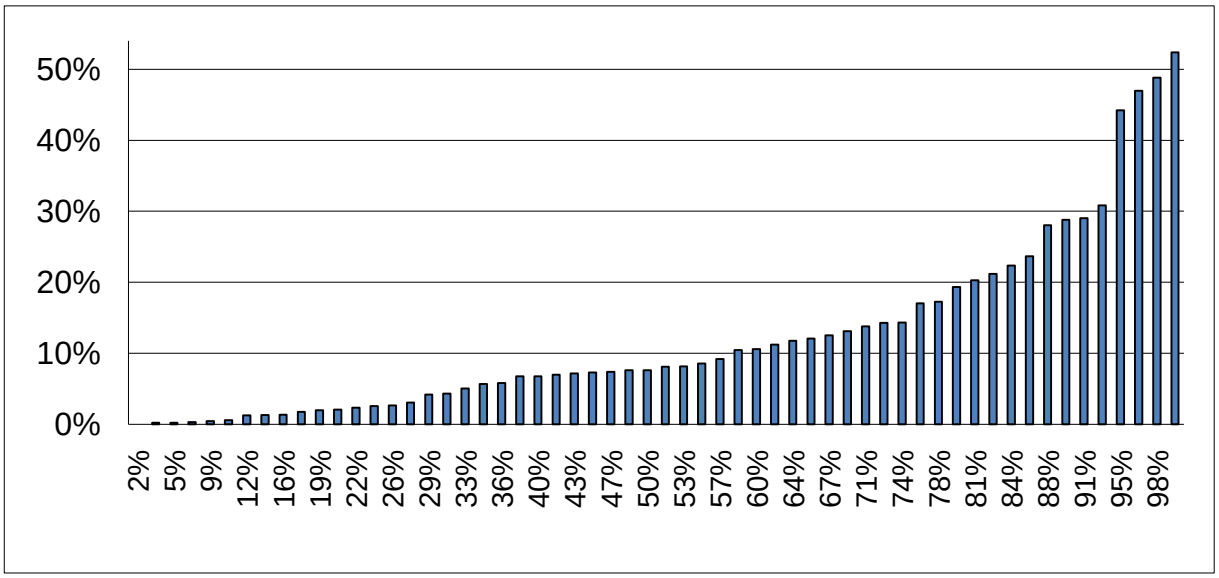


Figura 36 – Distribuição acumulada dos erros de previsão da produtividade

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Na Figura, 37 pode-se observar que os fundamentos têm grande poder explicativo sobre os estoques de animais em todo o período da análise. Na Figura 38, os erros de previsão do estoque de animais mostram que a produtividade tem influência na determinação desses erros na primeira metade dos anos 2000, corroborando as inferências feitas a partir da Figura 37. Observa-se, na Figura 39, que os fundamentos explicam em grande medida as variações no estoque de animais. Em cerca de 80% das vezes, o erro é inferior a 3%, e em 100% das vezes eles explicam aproximadamente 95,5% das variações no estoque.

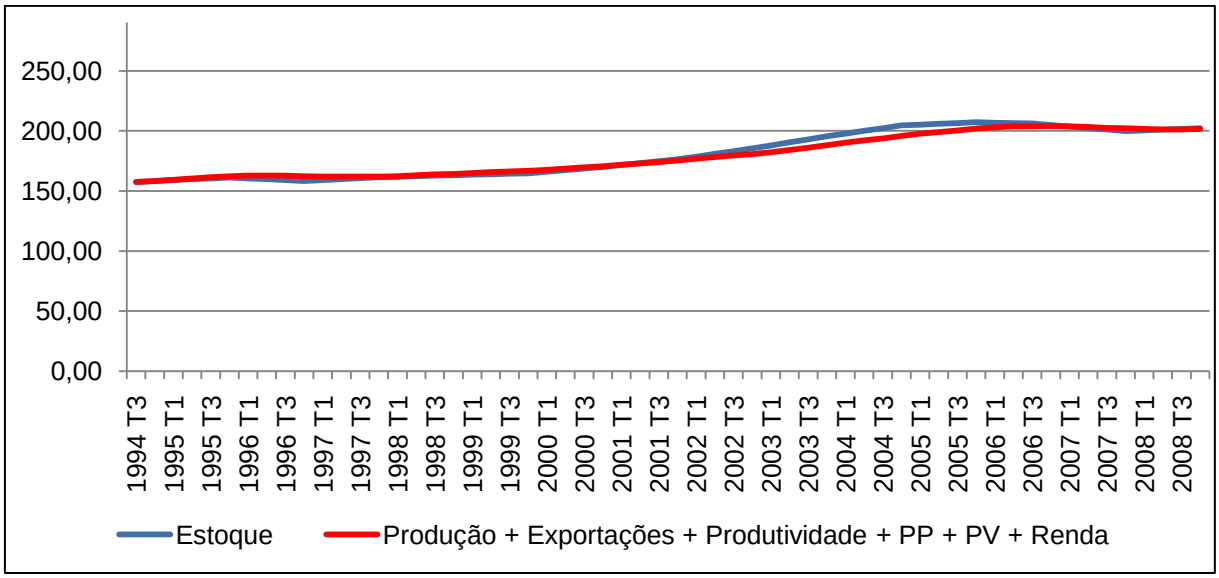


Figura 37 – Previsões do estoque de animais baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo e série efetiva do estoque de animais

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

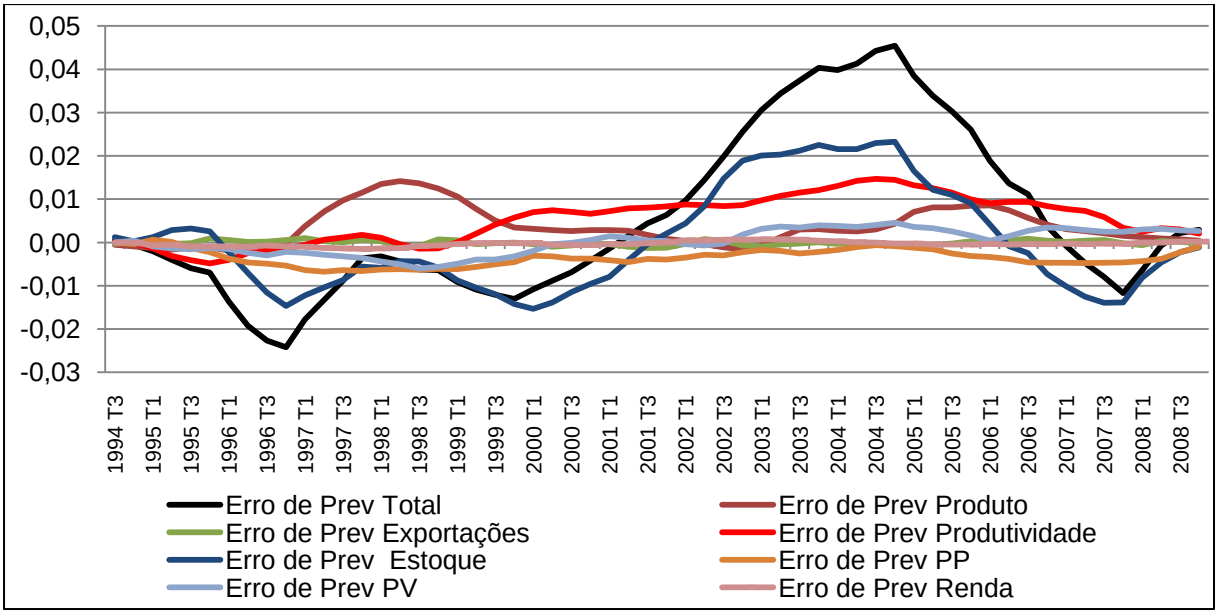


Figura 38 – Decomposição histórica do erro total de previsão do estoque de animais em valores atribuídos a cada variável do sistema

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

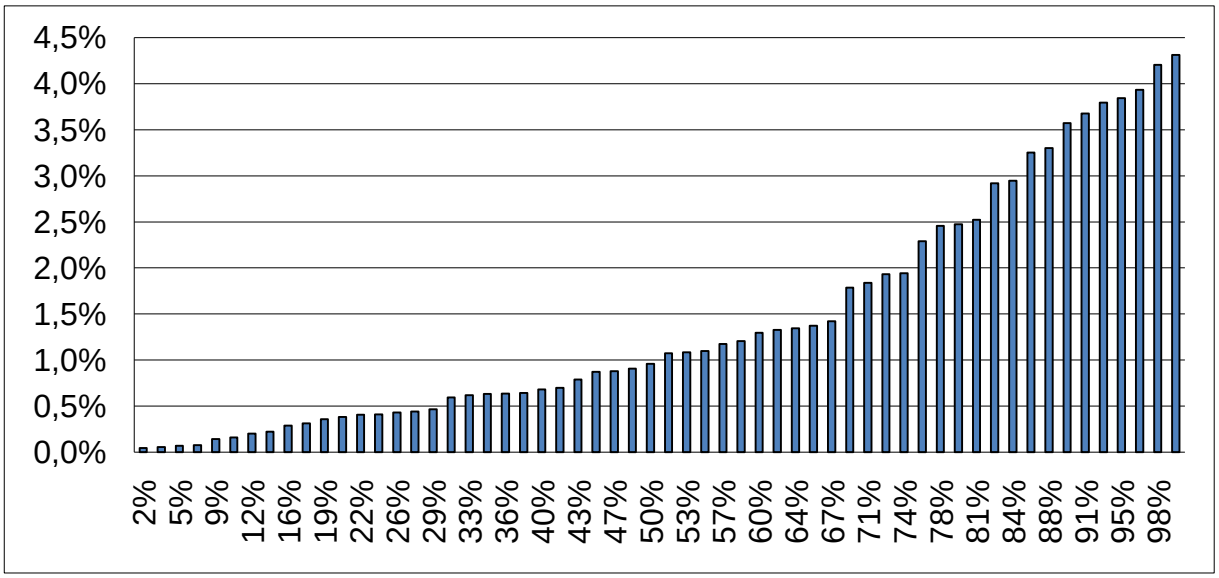


Figura 39 – Distribuição acumulada dos erros de previsão do estoque de animais

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Os fundamentos tiveram um baixo poder explicativo na formação do preço ao produtor, observando-se descolamentos significativos entre as linhas que compõem a Figura 40. Em cerca de 50% das vezes, o erro de previsão é superior a 15% e em 80% das vezes ele é superior a 23% (Figura 42). Na decomposição histórica da variância do erro de previsão do preço ao produtor não houve uma variável que claramente pudesse ser apontada como a que tivesse maior efeito, exceto a própria variável. No entanto, observa-se que o estoque de animais e a produtividade foram as variáveis com maior expressão, ou seja, foram elas que fizeram com que o valor efetivo do preço ao produtor se distanciasse do previsto (que retrata um comportamento padrão para as variações do preço no varejo). Isso correu especialmente na primeira metade dos anos 2000. De 1994 até 1999, não houve predominância de uma ou mais variáveis explicativas na determinação do erro de previsão.

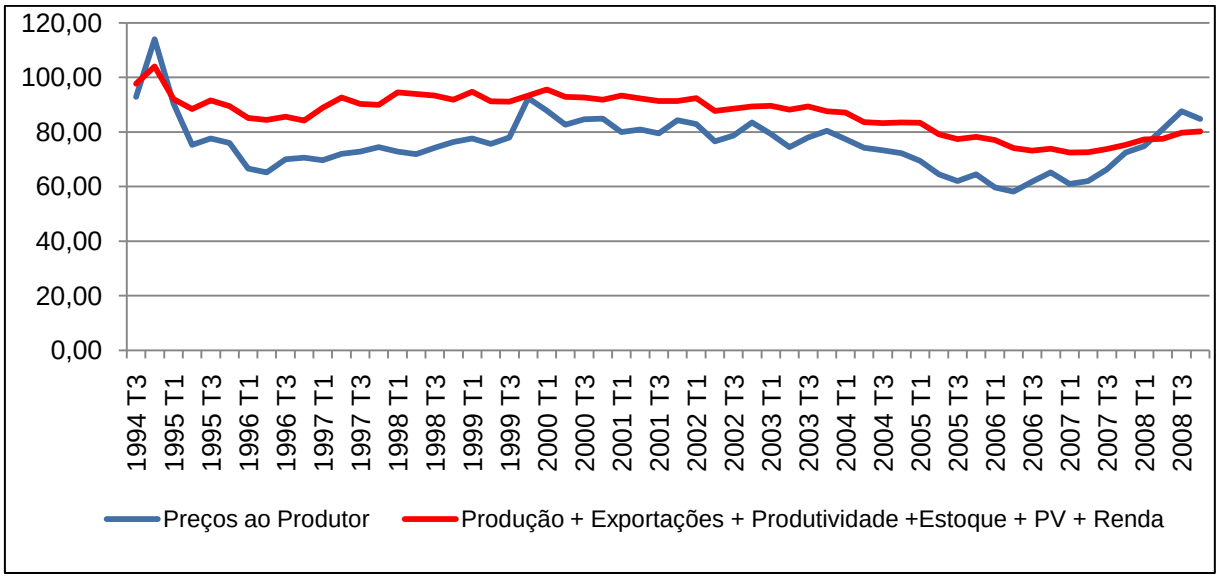


Figura 40 – Previsões dos preços ao produtor na pecuária bovina baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo, e série efetiva do preço ao produtor na pecuária bovina

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

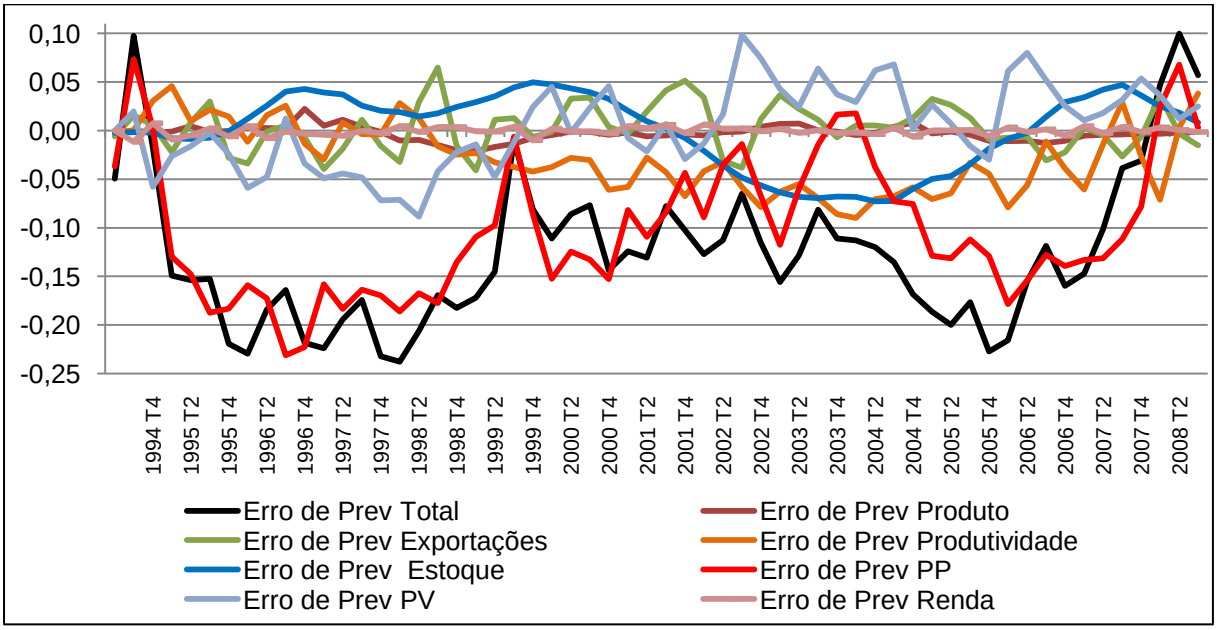


Figura 41 – Decomposição histórica do erro total de previsão do preço ao produtor em valores atribuídos a cada variável do sistema

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

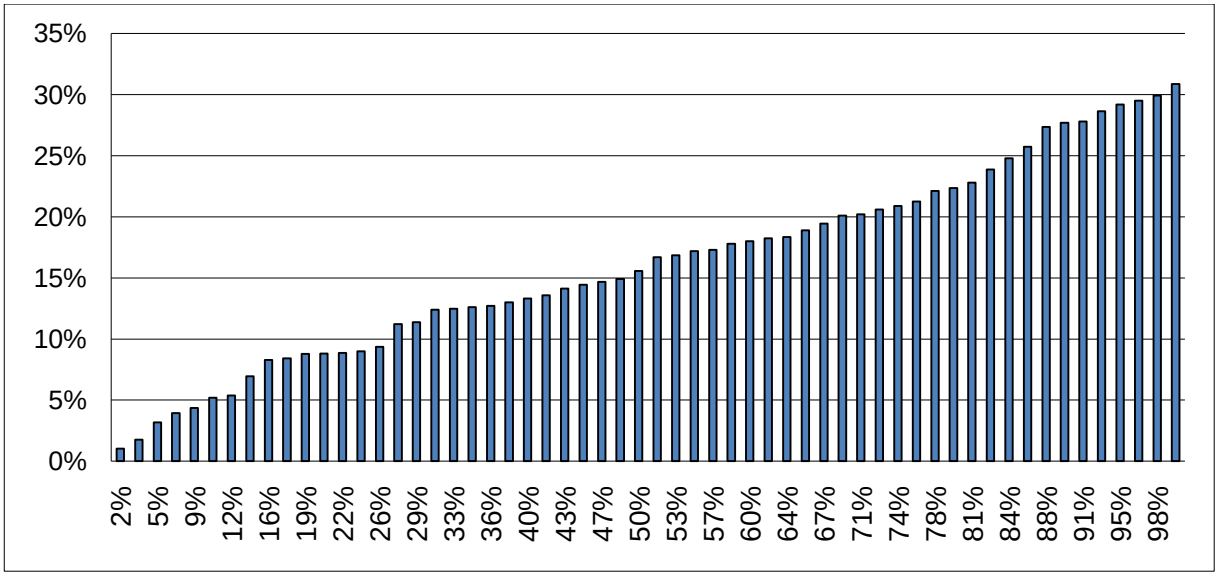


Figura 42 – Distribuição acumulada dos erros de previsão do preço ao produtor

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Os resultados da decomposição histórica dos erros de previsão para os preços no varejo mostram que os fundamentos tiveram, assim como no caso do preço ao produtor, um baixo poder explicativo (Figuras 43 e 44). Em cerca de 80% das vezes, o erro de previsão é pouco maior que 30%. Em outras palavras, a produção, as exportações, a produtividade, o estoque de animais, o preço ao produtor e a renda têm um poder explicativo limitado sobre o preço no segmento varejista (Figura 45). Erros de previsão elevados do preço no varejo correram na primeira metade dos anos 2000 (Figura 44). Nota-se, neste caso, maior participação, do estoque de animais e da produtividade na determinação do erro, relativamente às demais variáveis.

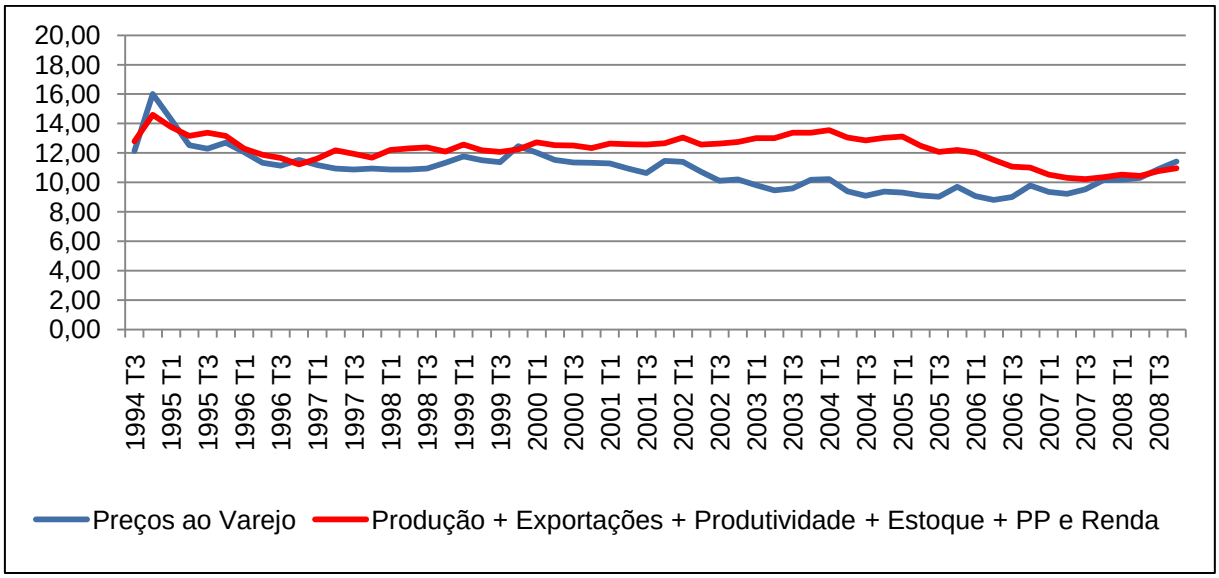


Figura 43 – Previsões dos preços de carne bovina no varejo baseadas no conjunto das variáveis explicativas do modelo, e série efetiva do preço da carne bovina no varejo

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

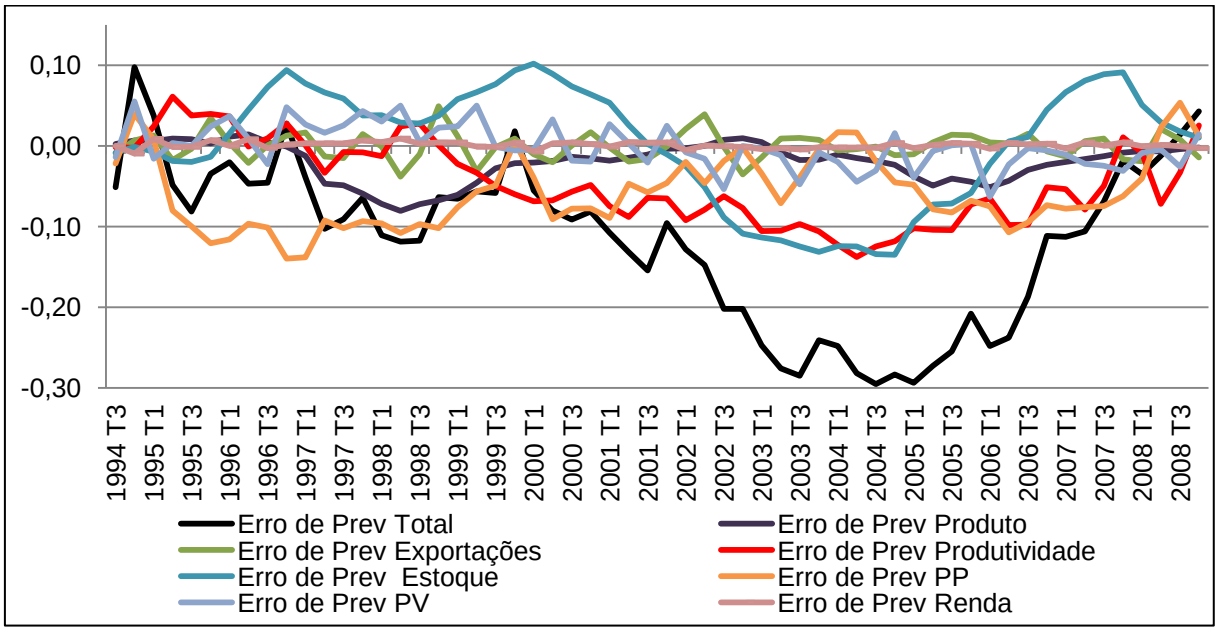


Figura 44 – Decomposição histórica do erro total de previsão do preço ao varejo em valores atribuídos a cada variável do sistema

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

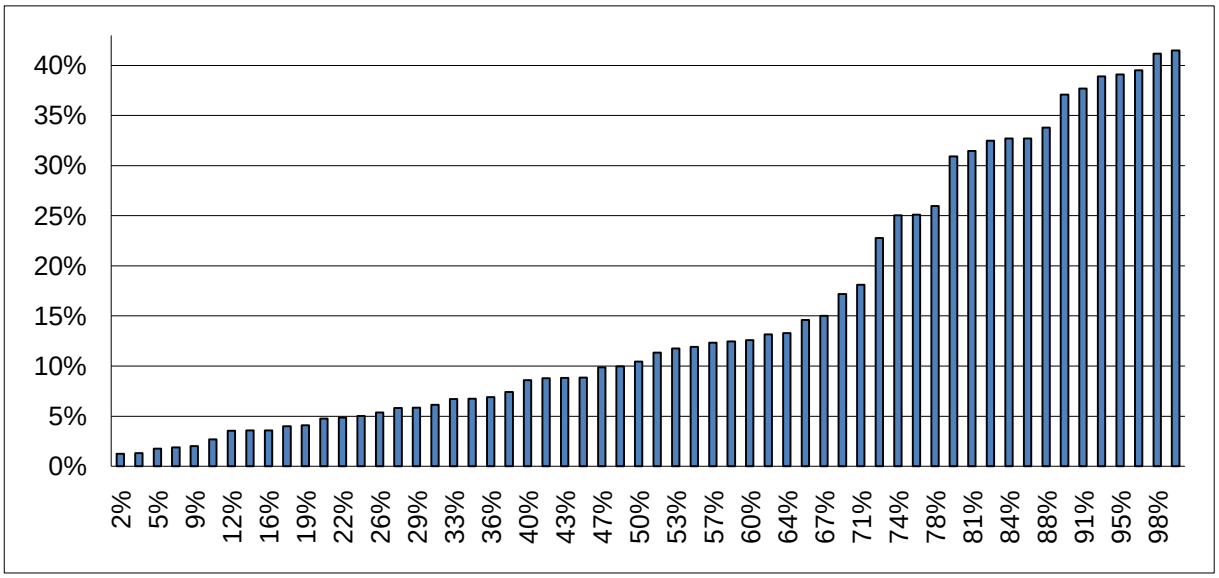


Figura 45 – Distribuição acumulada dos erros de previsão dos preços ao varejo

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

#### 7.2.1.4 Decomposição da variância dos erros de previsão

Nesta análise busca-se identificar qual(is) variável(is) incluídas no modelo tem maior influência na decomposição da variância dos erros de previsão (fora da amostra). Os resultados estão apresentados nas Tabelas 15 a 20 do ANEXO B e indicam que:

- A produção sofre forte influência da produtividade, 79% no primeiro período, caindo para um nível próximo a 61% (Tabela 15).
- As exportações sofrem influência da produtividade em primeiro lugar, e do preço ao varejo em segundo (Tabela 16).
- A produtividade tem comportamento independente relativamente às demais variáveis do modelo. No entanto, quando o tempo passa, tanto o produto quanto o estoque de animais e o preço ao varejo passam a influenciá-la de maneira discreta (Tabela 17).
- Os estoques de animais recebem influência do preço ao produtor (19%) e do varejo (18%). Todas as demais variáveis têm pequeno efeito na decomposição da variância do erro de previsão dos estoques de animais (Tabela 18).

- O preço ao produtor é bastante afetado pelo do varejo (38%). Todas as demais variáveis têm efeitos pouco significativos sobre ele (Tabela 19).
- Também o preço no varejo sofre influência do preço ao produtor (23%). Outra variável que contribui para a formação do preço ao produtor, embora de maneira menos expressiva, e o estoque de animais (7%) (Tabela 20).

## 8 CONCLUSÕES E CONSIDERAÇÕES FINAIS

O modelo estatístico usado para explicar o comportamento do produto da pecuária de corte e o das exportações brasileiras de carne bovina, ajustado utilizando a metodologia VEC (Auto-regressão Vetorial com Correção de Erro com identificação pelo processo de Bernake), foi definido tomando como referência outros modelos desenvolvidos para a análise de setores específicos da agricultura e do agronegócio.

Os resultados das funções de impulso resposta permitem concluir que o estoque de animais foi a variável mais importante para explicar o produto e as exportações brasileiras.

O estoque de animais teve efeito positivo e elevado sobre o produto quando se considera os efeitos acumulados, embora o primeiro impacto tenha sido negativo. A elasticidade acumulada até o 7º trimestre é de 7,6, permanecendo a mesma a partir desse período. No caso das exportações, a elasticidade acumulada até o 7º trimestre é de aproximadamente 13,0. Também neste caso o primeiro impacto é negativo, podendo um menor abate ser a causa do aumento do estoque no curto prazo.

Além do efeito do estoque de animais sobre a produção e as exportações de carne bovina, outros também se mostraram relevantes. A produtividade afeta positivamente e contemporaneamente as exportações e a produção de carnes. Os resultados indicam que um choque de 1% na produtividade eleva as exportações em 1,68% no primeiro trimestre. A elasticidade acumulada até o quinto trimestre é de 1,3. Outro efeito expressivo sobre as exportações é o do produto: é crescente e atinge seu maior valor acumulado já no terceiro trimestre (elasticidade = 2,6).

O preço no varejo tem efeito negativo sobre as exportações. Embora um maior preço possa resultar em menor consumo interno e aumento das exportações, há necessidade de se tecer considerações sobre o efeito que a escassez do produto tem sobre preços. Preços elevados podem estar relacionados à menor disponibilidade do produto e, neste caso, seria esperado que ocorresse uma queda na taxa de crescimento das exportações. Os resultados obtidos indicam que um choque de 1% nos preços ao varejo reduz as exportações em 2,5% no primeiro trimestre.

Como esperado, o efeito da renda sobre as exportações é negativo: uma elevação de 1% na renda interna reduz as exportações em torno de 0,2% no primeiro trimestre, atingindo um valor acumulado de 0,75% no sexto trimestre.

O estoque de animais reage de forma pouco expressiva frente a impacto nas demais variáveis do modelo. Cumpre lembrar que os efeitos de choques nas demais variáveis do sistema sobre o estoque de animais podem estar subestimados. O motivo para que isso ocorra está no processo de identificação do modelo estrutural a partir da estimação da forma reduzida, que requer a imposição de restrições na matriz de relações contemporâneas.

A produtividade reage a choques no estoque de animais, sendo elasticidade acumulada de aproximadamente 16,0 no oitavo trimestre.

Um choque não antecipado no estoque de animais faz com que o preço ao produtor se eleve (retenção de matrizes), movimento que se reverte posteriormente De outro lado, um choque não antecipado no preço ao varejo causa queda no preço ao produtor. O motivo é que a queda do consumo no segmento varejista, causado pelo aumento do preço, resulta em menor demanda e preço ao produtor. Como esperado, um choque não antecipado no produto faz com que o preço ao produtor caia.

Um aumento de 1% no estoque de animais reduz o preço no varejo, sendo a elasticidade acumulada de 13,0 no 6º trimestre. Um choque não antecipado no produto também resulta em menor preço no varejo. Choque não antecipado no preço ao produtor eleva o do segmento varejista.

Quanto aos resultados da decomposição histórica dos erros de previsão (dentro da amostra), tem-se que os fundamentos (exportações, produtividade, estoque de animais, preço no segmento produtor, preço no segmento varejista e renda) explicam em 80% das vezes, 90% ou mais das variações ocorridas no produto da pecuária. No caso da produtividade, em 80% das vezes os fundamentos explicam pelo menos 80% das suas variações. Considera-se, assim, que os fundamentos têm um poder explicativo razoável tanto no caso do produto quanto no da produtividade.

Os fundamentos explicam em grande medida as variações no estoque de animais. Em cerca de 80% das vezes, o erro é inferior a 3%. Em 100% das vezes eles explicam aproximadamente 95,0% das variações nos estoques de animais. Conclui-se, assim,

que o modelo teve uma excelente *performance* em termos de ajustamento. Já para as exportações, em 80% das vezes, os fundamentos explicam cerca de 55% das variações dessa série.

No caso dos preços, os resultados não foram tão satisfatórios. Para o preço ao produtor, em cerca de 80% das vezes o erro de previsão é menor que 32%, ou seja, os fundamentos explicam, em 80% das vezes, 68% ou mais das variações desse preço. Em outras palavras, a produção, as exportações, a produtividade, o estoque de animais, o preço ao produtor e a renda têm um poder explicativo limitado sobre as variações do preço no segmento varejista, sendo os choques inesperados no próprio preço os responsáveis, em grande parte, pela diferença existente entre o valor previsto e o observado. No caso do preço ao produtor, os fundamentos têm um desempenho um pouco melhor – em 80% das vezes eles explicam 77% ou mais das variações dessa série.

Ao longo do período analisado, a evolução da série efetiva que trata do produto da pecuária de corte não sofreu desvios significativos do seu padrão médio de variação, retratado pelas previsões dentro da amostra. Não houve predominância de variáveis específicas na determinação dos erros de previsão. No caso das exportações, em anos específicos da segunda metade da década de 90, o produto da pecuária foi responsável pelo desvio dos valores observados relativamente aos previstos. Na primeira metade dos anos 2000, a variável que teve maior importância na determinação do erro de previsão do produto da pecuária foi a produtividade.

Na segunda metade dos anos 90, entre 1996 e 1999, o produto foi a variável explicativa de maior relevância na determinação do erro de previsão da produtividade, seguido pelo estoque de animais. Na primeira metade dos anos 2000, efeitos contrários de variáveis explicativas foram neutralizados - efeito estoque de animais positivo e efeito do produto negativo.

Os erros de previsão do estoque de animais na primeira metade dos anos 2000 tiveram pequena influência da produtividade, acentuando o movimento causado por choque exógeno na própria variável.

Na decomposição histórica da variância do erro de previsão do preço ao produtor não houve uma variável explicativa que claramente pudesse ser apontada como a que

tivesse efeito predominante, exceto a própria variável. No entanto, observa-se que o estoque de animais e a produtividade tiveram alguma expressão nesse contexto, especificamente na primeira metade dos anos 2000. No caso do preço no varejo, nota-se maior participação do estoque de animais e da produtividade na explicação do erro.

Na decomposição da variância do erro de previsão (fora da amostra), observa-se efeito do preço ao produtor sobre o do varejo. Muitos dos resultados encontrados utilizando esse instrumental corroboraram os obtidos nas funções de respostas a impulso.

Os preços não se mostraram tão importantes na explicação do produto da pecuária de corte, como era de se esperar. Nesse sentido, é importante que outros trabalhos sejam feitos visando incorporar nos modelos os preços relativos ou rentabilidades relativas de atividades que competem com a bovinocultura no uso da terra.

Outras pesquisas podem ser conduzidas no sentido de tratar da questão ambiental que permeia a análise do crescimento sustentado da pecuária, uma vez que se concluiu que a variável estoque de animais é a mais importante na explicação da *performance* dessa atividade no cenário nacional.

A sustentabilidade da pecuária brasileira é tema de grande relevância, sabendo-se que ela é uma importante atividade do agronegócio, gerando superávits comerciais, emprego e renda. Nesse sentido, as universidades e os demais órgãos de pesquisa devem dedicar-se a estudos que garantam aumento da sua produtividade.

## REFERÊNCIAS


ABITANTE, K.G. Co-integração entre os mercados *spot* e futuro: evidências dos mercados de boi gordo e soja. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 46, n. 1, p. 75-96, 2008.

ABOSEDRA, S. Futures versus Univariate Forecast of Crude Oil Prices , **OPEC Review**, Vienna, v. 29, p. 231–241, 2005.

ALVES, J. S.; DUARTE, G. S.; LIMA, R. C. Co-integração e Eficiência do Mercado Futuro da Soja no Brasil. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 45., 2007, Londrina, **Anais**... Piracicaba: SOBER, 2007. 1 CD-ROM.

ALVES, L.R.A. **A Reestruturação da Cotonicultura no Brasil:** fatores econômicos, institucionais e tecnológicos**.** 2006. 122 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

ALVES, L.R.A.; BARROS, G. S.A. C.; BACCHI, M.R.P. Produção e exportação de algodão: efeitos de choques de oferta e de demanda. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 62, n. 4, p. 383-408, 2008.

AMADO, C. F. P.; CARMONA, C. U. M.; Uma Análise da Eficiência dos Mercados Futuros Agrícolas Brasileiros. In: ENCONTRO BRASILEIRO DE FINANÇAS, 4., 2004. Rio de Janeiro. **Anais**... São Paulo: COPPEAD, 2004. 17p.

ANUÁRIO BRASILEIRO DA PECUÁRIA – ANUALPEC, São Paulo: FNP: Consultoria & Comércio, 2010.

ANUÁRIO ESTATÍSTICO DO CRÉDITO RURAL – Banco Central do Brasil. Brasília, 1986-2010.

ARAÚJO, P.F.C. O Crédito Rural e Sua Distribuição no Brasil. **Revista de Estudos Econômicos**, São Paulo, v. 2, n. 13. p. 232-348, 1983.

BACCHI, M.R.P. **Interdependência dos mercados de gasolina C e de álcool combustível no Estado de São Paulo.** 2007. 150 p. Tese (Livre-Docência) – Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2007.

BACHA, C.J.C; SILVA, G.S. Instrumentos Privados do Agronegócio. **Agroanalysis**, Rio de Janeiro, n. 9/10, v. 25, 2005.

BARROS, G. S.A. C.; **Economia da Comercialização Agrícola**. Piracicaba, SP: Fundação de Estudos Agrários Luiz de Queiroz, 1987. 306 p.

BARROS, G.S.C.; ARAÚJO, P.F.C. **A Política de Crédito Rural no Brasil: Perspectivas para os Anos 90**. Piracicaba: USP; FEALQ; CEPEA, 1991. 17 p. Relatório de Resultados n. 11.

BARROS, G. S.A. C.; 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 . IPEA,** Brasília, n. 865, p. 1-51, 2002.

BARROS, G. S.A. C.; SPOLADOR, H.F.S.; BACCHI, M.R.P. Supply and demand shocks and the growth of the brazilian agriculture. In: INTERNACIONAL ASSOCIATION OF AGRICULTURAL ECONOMICS, 26., 2006, Broadbeach. **Anais**… Broadbeach> IAAE, 2006. No prelo, 2006.

_____ Supply and demand shocks and the growth of the brazilian agriculture. **Revista Brasileira de Economia**, Rio de Janeiro, v. 63, n. 1, p .35-50, 2009.

BARROS, G. S.A. C.; SILVA, S.F. A balança comercial do agronegócio brasileiro de 1989 a 2005. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 46, n. 4, p. 905-935, 2008.

BECK, S. E. Cointegration and market efficiency in commodity futures markets. **Applied Economics**, Abingdon, v. 26, p. 249-257, 1994.

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

BLANCHARD, O.J.; QUAH,D. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. **The American Economic Review,** New York, v. 39, n. 4, p. 665-673, 1989.

_____. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances: repply. **The American Economic Review,** New York, v. 83, n. 3, p. 653-658, 1993.

BOLSA DE VALORES, MERCADORIAS E FUTUROS – BM&FBOVESPA. Disponível em: < http://www.bmfbovespa.com.br > Acesso em: 15 jan. 2010.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Disponível em: < http://www.agricultura.gov.br/ > Acesso em: 17 abr. 2008.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. **Plano Agrícola e Pecuário 2009-2010**, 2009.

BRASIL. Ministério da Agricultura, Pecuária e Abastecimento. Secretaria de Política Agrícola. Instituto Interamericano de Cooperação para a Agricultura. **Cadeia produtiva de carne Bovina**. Brasília, 2007. (Serie Agronegócios, 8).

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Disponível em: < http://www.desenvolvimento.gov.br/sitio/interna/interna.php?area=2&menu=885 > Acesso em: 14 abr. 2010.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADAS EM ECONOMIA APLICADA - CEPEA. Disponível em : < http://www.cepea.esalq.usp.br > Acesso em: 20 ago. 2010.

CETIP S.A - **Balcão Organizado de Ativos e Derivativos.** Disponível em: < http://www.cetip.com.br > Acesso em: 15 dez. 2009.

CRÉDITO RURAL, DADOS ESTATÍSTICOS – Banco Central do Brasil. Brasília, 1969-1985.

COVER, J.P.; ENDERS, W.; HUENG,C.J. Using the aggregate demand-aggregate supply model to identify structural demand-side and supply-side shocks: results using a bivariate VAR, (2002). **Working-papers**. Disponível em: < http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=323462 > Acesso: 28 agosto de 2009.

DICKEY, D.A.; FULLER, W.A. Distribuition on the estimator for auto-regressive time series with a unit root. **Journal of the American Statistical Association,** Alexandria, v. 74, p. 427-431, 1979.

_____. Likelihood ratio statistics for auto-regressive time series with a unit root. **Econometrica,** Oxford, v. 49, p. 1057-1072, 1981.

DEPARTAMENTO INTERSINDICAL DE ESTATÍSTICAS E ESTUDOS SOCIOECONÔMICOS – DIEESE. Disponível em: < http://www.dieese.org.br/ > Acesso em: 25 nov. 2010.

ELLIOT, G.; ROTHENBERG, T.J.; STOCK, J.H. Efficient tests for an autoregressive unit root. **Econometrica,** Oxford, v. 64, n. 4, p. 813-836, 1996.

ENDERS, W. **Applied econometric time series**. New York: John Wiley & Sons, 2004. 466 p.

ENGLE, R.F.; GRANGER, C.W.J. Co-integracion and error correction: representation, estimation and testing. **Econometrica**, Oxford, v.55, n. 2. p. 251-276, 1987.

FAMA, E. F. The Behaviour of Stock Market Prices, **Journal of Business**, Chicago, v. 38, p. 420–429, 1965.

FISCHER, S. Long-term contracts, rational expectations, and the optimal money supply rule. **The Journal of Political Economy**, Chicago, v. 85, n. 1, p. 191-205, 1977.

FREY, G.; MANERA, M.; ANIL, M.; SCARPA, E. Econometric Models For Oil Price Forecasting: A Critical Survey. **Ifo Institute for Economic Research at the University of Munich**, Munich, v. 10, n. 1, p. 29-44, 2009.

FULLER, W.A. **Introduction to statistical time series.** New York: John Wiley & Sons, 1976. 480 p.

GASQUES, J.G.; CONCEIÇÃO, J.C.P.R.; RODRIGUES, R.I. **Financiamento da Agricultura**: experiências e propostas. Brasília: IPEA, 67 p. (Projeto BRA 97/013), 2000.

GONZAGA, G.; ISSLER, J.V.; MARONE, G. Educação, investimentos externos e crescimento econômico: evidencias empíricas. **Texto Para Discussão . IPEA**, Rio de Janeiro, n. 348, 28 p. 1995.

GRANGER, CWJ, Some properties of time series data and their use in the econometric model specification. **Journal of Econometrics**, San Diego, v. 16, n. 1, p. 121-130, 1981.

GUJARATI, D. **Econometria Básica**. 4 ed. Rio de Janeiro: Campus, 2006. 819 p.

GULEN, S. G. Efficiency in the Crude Oil Futures Markets, **Journal of Energy Finance and Development**, New Jersey ,v.3, p. 13–21, 1998.

HAMILTON, J.D. **Time séries analysis.** Princeton: Princeton University Press, 1994. 799 p.

HOFFMANN, R. **Estatística para economistas**. 4 ed. São Paulo: Pioneira Thomson Learning, 2006. 432 p.

HUERTAS, I.E.Z. Crecimiento y ciclos econômicos. Efectos de los choques de oferta y demanda em El crecimiento colombiano. **Archivos de Economía,** Medelín, n. 87, p. 1-67, 2002.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). Disponível em: < http://www.ibge.gov.br > Acesso em: 08 jun. 2010.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. Disponível em: < http://www.ibge.gov.br > Acesso em: 08 dez. 2009.

INSTITUTO DE ECONOMIA AGRÍCOLA – IEA. Disponível em: < http://www.iea.sp.gov.br > Acesso em: 10 jun. 2010.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA - IPEA-DATA. Disponível em: < http://www.ipeadata.gov.br> Acesso em: 10 set. 2010.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegracion vectors. **Journals of Economic Dynamics and Control**, Boston, v.12, p. 231-254, 1988.

JOHNSTON, J; DiNARDO, J. **Métodos econométricos.** 4.ed. Lisboa: McGraw-Hill, 2000. 572 p.

KEATING, J.W.; NYE, J.V. Permanent and transitory shocks in real output: estimates from nineteenth-century. **Journal of Money, Credit and Banking**, New Jersey, v. 30, n. 2, p. 231-251, 1998.

KELLARD, N. Evaluating Commodity Market Efficiency: Are cointegration Tests Appropriate? **Journal of Agricultural Economics**, Ames, v. 53, p. 513-529, 2002.

KING, R.G.; PLOSSER, C.I.; STOCK, J.H.; WATSON, M.W. Stochastic trends and economic fluctuations. **The American Economic Review,** New York, v. 81, n. 4, p. 819-840, 1991.

LIBANIO, G.A. Unit roots in macroeconomic time series: theory, implications, and evidence. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v. 15, n. 3, p. 145-176, 2005.

LIMA, E.C.R; MIGON, H.S.; LOPES,H.F. Efeitos dinâmicos dos choques de oferta e demanda agregada sobre o nível de atividade econômica do Brasil. **Revista Brasileira de Economia,** Rio de Janeiro, v. 47, n. 2, p. 177-204, 1993.

LIPPI, M.; REICHLIN, L. The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances: comment. **The American Economic Review,** New York, v. 83, n. 3, p. 644-652,1993.

MACEDO, L.O.B. Modernização da Pecuária de Corte Bovina no Brasil e a Importância do Crédito Rural. **Informações Econômicas**, São Paulo, v. 36, n. 7, p. 84-95, 2006.

_____, **Perfil de governança e a coordenação de alianças estratégicas do sistema agroindustrial da carne bovina brasileira.** 2009. Tese (Doutorado) p. 203. - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2009.

MACIEL, M. C. Desemprego no Brasil: Evidências da Análise SVAR sob uma Estrutura de Histerese. In: ENCONTRO REGIONAL DE ECONOMIA, 11., 2006, Fortaleza. **Anais**...Fortaleza, 2006. 1 CD-ROM.

MADDALA, G.G. **Introdução à econometria**. 3.ed. Rio de Janeiro: LTC, 2003. 345 p.

MAGALHÃES, M.A. Explicando os ciclos de negócios. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 4, n. 1, p. 157-189, 2000.

McCALLUM, B.T. On “real” and “sticky-price” teoriesof the business cycle. **Journal of Money, Credit and Banking**, Columbus, v. 18, n. 4, p. 397-414, 1986.

_____. Unit roots in macroeconomic time series: some critical issues. **Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quartely**, Richmond, v. 79, n. 2, p. 14-43, 1993.

MORANA, C. A Semiparametric Approach to Short-term Oil Price Forecasting, **Energy Economics**, Amsterdam, v. 23, p. 325–338, 2001.

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

NG, S..; PERRON, P. Lag Length selection and the construction of unit root tests with good size and power. **Econometrica**, Oxford, v. 69, p. 1519-1554, 2001.

NUNES, J.M.M. Raízes unitárias, flutuações econômicas e a “persistência” dos choques. **Revista de Economia Política**, São Paulo, v.15, n.2, p. 50-75, 1995.

PHILLIPS, P.C.B.; Time series regression with a unit root. **Econometrica**, Osford, v. 55, n.2, p. 277-301, Mar, 1987.

PHILLIPS, P.C.B,; PERRON, P. Testing for a unit in time series regression. **Biometrika**, Oxford, v.75, n.2, p. 335-346, 1988.

PINDYCK, R. S. The Long-run Evolution of Energy Prices,**The Energy Journal**, New Jersey, v. 20, p. 1–27, 1999.

PLOSSER, C.I. Understanding real business cycles. **Journal of Economic Perspectives,** Berkeley, v. 3, n. 3, p. 51-77, 1989.

SAID, S.E.; DICKEY, D.A. Testing for unit roots in autoregressive moving average models of unkdown order. **Biometrika**, Oxford, v. 71, p. 599-607, 1984.

SANT’ANNA, A,B.; FERREIRA, F.M.R. Crédito Rural: da Especulação à Produção. **BNDES Visão do Desenvolvimento**. Brasília: Secretaria de Assuntos Econômicos, ano 11, jun. 2006.

SATOLO, L.F. **Dinâmica econômica das flutuações na produção de cana-de-açúcar.** 2008, 131 p. Dissertação (Mestrado) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2008.

SATOLO, L.F.; BACCHI, M.R.P. Dinâmica econômica das flutuações na produção de cana-de-açúcar. **Economia Aplicada**, Ribeirão Preto, v. 13, n. 3, p. 377-397, 2009.

SAYAD, J. **Crédito rural no Brasil:** avaliação das críticas e das propostas de reforma. São Paulo: FIPE e Pioneira, 1984. 125 p.

SCHUH, G.E. Modernização da Agricultura Brasileira. In: ARAUJO, P.F.C; SCHUH, G.E. **Desenvolvimento da Agricultura.** São Paulo: Pioneira, 1975. livro 3, p. 281-311.

SOUZA, W.A.; BACHA, C.J.C. A Utilização dos Novos Instrumentos de Crédito Rural em Estratégias de Portfólios para a Diminuição do Custo Financeiro. In: CONGRESSO DE ECONOMIA E SOCIOLOGIA RURAL, 47., 2009, Porto Alegre. **Anais**... Piracicaba: SOBER, 2009. 1 CD-ROM.

SPOLADOR, H.F.S.; MELO, F.H. O Mercado de Crédito e a Experiência Brasileira de Financiamento da Agricultura. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Piracicaba, v. 41, n. 3, p. 9-28, 2003.

SPOLADOR, H.F.S. **Impactos dinâmicos dos choques de oferta e demanda sobre a agricultura brasileira.** 2006. 108 p. Tese (Doutorado) - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

TELES, V.J.; SPRINGER, P.; GOMES, M.; PAES, N.; CAVALCANTI, A. Ciclos econômicos e métodos de filtragem: "fatos estilizados" para o caso brasileiro. **Revista Economia**, Curitiba, v. 6, n. 2, p. 291-328, 2005.

UNITED STATES DEPARTMENT OF AGRICULTURE - USDA. Disponível em: < http://faostat.fao.org/site/291/default.aspx > Acesso em: 20 abr. 2010.

WEST, K.D. On the interpretation of the near randon-walk behavior in GNP. **The American Economic Review,** New York, v. 78, n. 1, p. 202-211, 1988.

YE, M.; ZYREN, J.; e SHORE, J. Forecasting Crude Oil Spot Price Using OECD Petroleum Inventory Levels, **International Advances in Economic Research**, Berlin, v. 8, p. 324–334, 2002.

_____. A Monthly Crude Oil Spot Price Forecasting Model Using Relative Inventories, **International Journal of Forecasting**, San Diego, v. 21, p. 491–501, 2005.

_____. Forecasting Short-run Crude Oil Price Using High and Low Inventory Variables, **Energy Policy**, New Jersey, v. 34, p. 2736–2743, 2006.

ZAMANI, M. An Econometrics Forecasting Model of Short Term Oil Spot Price**.** In: CONFERENCE EUROPEAN FOR ENERGY ECONOMICS, 6., 2004, Zurich. **Anais ...** Zurich: IAEE, 2004. p. 1-7.

# APÊNDICES

**APÊNDICE A: Previsão de preços do mercado físico com base em cotações de contratos futuros.**

Vários trabalhos sobre previsões de preços de produtos do agronegócio brasileiro são encontrados na literatura. Alguns deles tratam de analisar se as cotações dos contratos futuros são boas previsoras dos preços do mercado físico a vigorar em período futuro.

Frey et al. (2009) descrevem a existência, dentro do escopo da previsão de preços, de três categorias distintas de modelos econométricos: 1) modelos de séries de tempo que exploram as propriedades estatísticas dos dados, como a autocorrelação e não-estacionariedade; 2) modelos financeiros, que relacionam os preços futuros e físicos; e 3) modelos estruturais, os quais investigam a formação de preços com base em deslocadores da oferta e demanda do produto.

Entre os trabalhos que se enquadram na primeira categoria, estão aqueles que seguem a hipótese de eficiência de mercado, introduzida por Fama (1965). Tal hipótese baseia-se na noção de que, diante de um cenário de expectativas racionais e informações completas, os preços correntes são os melhores previsores dos preços futuros. O modelo proposto por Fama (1965) é:

$$E(S_{t+1} \setminus I(t)) = S_t \qquad (107)$$

no qual a esperança do preço físico (*spot*) *S* em *t+1* é igual ao preço corrente *spot* em *t*. Na seqüência:

$$S_{t+1} = S_t + \varepsilon_t \qquad (108)$$

Na eq. (2), tem-se um processo passeio aleatório (*randon walk*) e $\varepsilon_t$ é um termo de erro não-correlacionado. A partir da eq. (108), o autor inclui um termo representando a tendência $\delta$ (eq. (109)) e, ainda, insere um processo auto-regressivo (AR) de ordem *p*, com raízes dentro do círculo unitário:

$$S_{t+1} = \delta + S_t + \varepsilon_t \tag{109}$$

sendo $\varepsilon_t$ um ruído branco.

Pode-se escrever também:

$$S_t = \emptyset_1 S_{t-1} + \ldots + \emptyset_q S_{t-p} + \varepsilon_t = \emptyset_p(L) S_t + \varepsilon_t \tag{110}$$

Considerando um termo de longo prazo $S^*$, pode-se dizer que a variação dos preços no futuro depende da diferença entre os preços atuais e os de longo prazo, sendo que o último pode ser representado por conjunto de variáveis exógenas.

$$S_{t+1} - S_t = \alpha \left(S_t^* - S_t\right) + \varepsilon_t \tag{111}$$

Para captar os movimentos em direção ao equilíbrio, Fama (1965) utiliza o Mecanismo de Correção do Erro (MCE)[8]. Dado duas variáveis *X* e *Y* e o equilíbrio entre elas, $Y = \alpha X$, a variável *Y* tende ao equilíbrio de acordo com a eq. (112):

$$Y_t = \alpha + \lambda_t \left(Y_{t-1} - \alpha X_{t-1}\right) + \varepsilon_t \tag{112}$$

Posteriormente, diversos autores aplicaram modelos baseados na eficiência de mercado, entre eles Pindyck (1999), Morana (2001) e Abosedra (2005).

Dentro da segunda categoria de modelos econométricos para a previsão de preços, estão os financeiros, que relacionam os preços físicos (*S*) com os futuros (*F*), podendo ser representados por:

$$F(t, T) = S(t) e^{r(T-t)} \tag{113}$$

em que *F(t,T)* é o preço futuro no tempo *t* de um contrato com vencimento em *T* , *r* é a taxa de juros e *S(t)* é o preço *spot* no tempo *t*. A taxa de juros, na eq. (113), é usada

[8] Para mais detalhes ver Enders (2004).

como uma *proxy* do custo de carregamento (*cost-of-carry*). Com a inclusão de um termo que capta o custo de estocagem (*w*). Tem-se:

$$F(t, T) = S(t)e^{(r+w)(T-t)} \quad (114)$$

Em outra vertente dos modelos econométricos assume-se que os preços futuros podem ser previsores não tendenciosos dos preços no mercado spot. Dessa forma, tem-se:

$$S_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 F_t + \varepsilon_{t+1} \quad (115)$$

em que $F_t$ é um previsor não-viesado de $S_{t+1}$. Isso exige que a hipótese conjunta $\beta_0 = 0$ e $\beta_1 = 1$, não seja rejeitada. Entre os autores que testaram empiricamente as relações entre os preços *spot* e futuro estão: Beck (1994), Gulen (1998), Kellard (2002) e Mckenzie e Holt (2002) e, para o mercado agrícola brasileiro, Amado e Carmona (2004), Alves et al. (2007) e Abitante (2008).

Por fim, a terceira categoria de modelos econométricos aplicados à previsão de preços são os Modelos Estruturais. Tais modelos buscam o entendimento do comportamento dos preços a partir dos fundamentos do mercado. Entre os autores que utilizaram esses modelos estão Zamani (2004) e Ye et al. (2002; 2005; 2006).

Visando complementar a análise dos determinantes do desempenho da pecuária de corte brasileira, buscou-se analisar se as cotações dos contratos futuros são importantes previsores dos preços do mercado físico, de forma que os pecuaristas possam utilizá-los no momento da tomada de decisões sobre produção e comercialização. Se isso de fato ocorresse, seria possível concluir que novos instrumentos de comercialização, como os contratos futuros e opções, poderiam estar aumentando o desempenho da pecuária de corte brasileira.

O modelo proposto por Gulen (1998) – enquadrado na segunda categoria de modelos econométricos – tenta identificar em que época os agentes podem “olhar” para os preços futuros e tomar decisões baseadas nessas informações. Esse autor utilizou a

teoria da Eficiência Simples, na qual é testado se o preço futuro é um previsor não tendencioso do preço *spot* no futuro.

O seguinte modelo é proposto por Gulen (1998):

$$S^{e}_{t,\,T} = F_{t,\,T} \tag{116}$$

em que $F_{t,\,T}$ é o preço futuro do contrato com vencimento em $T$ e $S^{e}_{t,\,T}$ é o preço esperado no *spot* no tempo $T$, considerando todas as informações disponíveis em $t$. A hipótese de eficiência é testada a partir da eq. (117):

$$S_T = \beta_0 + \beta_1 F_{t,\,T} + e_{t,\,T} \tag{117}$$

A hipótese nula a ser testada é $H_0[\beta_0, \beta_1]=[0,1]$. A existência da relação de longo prazo, identificada por meio do teste de co-integração, não é suficiente para aceitar a hipótese de eficiência, visto que é necessário testar os coeficientes da regressão.

A seguinte equação foi ajustada para analisar se as das cotações dos contratos futuros são boas referências para os preços do mercado físico em momento futuro:

$$S_T = \beta_0 + \beta_1 F_{T,\,t} + \beta_2 F_{T,\,t-1} + \beta_3 F_{T,\,t-3} + \beta_4 F_{T,\,t-6} + e_T \tag{118}$$

Na Tabela 10 apresenta-se a forma como os dados são organizados considerando defasagens de 1, 3 e 6 meses para as cotações dos contratos futuros.

Tabela 10 – Organização dos preços *spot* e futuro para aplicação do teste de eficiência simples

| Preço *Spot* em *T* | Cotação dos contratos futuros em $t$, $t_{-1}$, $t_{-3}$ e $t_{-6}$, referentes ao contrato com vencimento em *T* | | | |
|---|---|---|---|---|
| | $F_{T,\,t}$ | $F_{T,\,t-1}$ | $F_{T,\,t-3}$ | $F_{T,\,t-6}$ |
| jul/04 | jul/04 | jun/04 | abr/04 | jan/04 |
| ago/04 | ago/04 | jul/04 | mai/04 | fev/04 |
| set/04 | set/04 | ago/04 | jun/04 | mar/04 |
| ... | ... | ... | ... | ... |
| dez/09 | dez/09 | nov/09 | set/09 | jun/09 |

Fonte: Elaboração do autor.

Os valores médios mensais da arroba do boi gordo no mercado *spot* à vista foram fornecidos pelo CEPEA (2010). A análise compreendeu o período de julho de 2004 a dezembro de 2009, totalizando 66 observações. As praças utilizadas foram: Araçatuba (ARAC), São José do Rio Preto (SJRP), Bauru-Marília (BAMA), Presidente Prudente (PP), Noroeste do Paraná (NOPR), Três Lagoas (TRLG), Campo Grande (CG), Dourados (DOU), Goiânia (GOI), Cuiabá (CUI) e Rio Verde (RIOV). Os preços futuros do contrato de boi gordo foram coletados junto ao sítio da BM&FBOVESPA.

Foram testados dois modelos: um com valores nominais e outro com valores reais. No caso do modelo ajustado com valores reais, as séries foram deflacionadas utilizando o Índice Geral de Preços – Disponibilidade Interna (IGP-DI) da Fundação Getúlio Vargas, coletada junto ao sítio do Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada (IPEA-DATA). O objetivo é o de identificar se, quando o processo inflacionário for considerado na análise, haverá alterações nos resultados.

No caso do modelo ajustado com valores nominais, os resultados indicam que, ao nível de significância de 20%, os coeficientes associados à defasagem t-1 mostraram significativos estatisticamente para todas as praças analisadas, com exceção do Noroeste do Paraná (NOPR). Quanto aos valores das elasticidades, estes se mostraram baixos, indicando pouca influência da variável explanatória para a dependente (Tabela 11). Nas últimas duas colunas da tabela 16 são apresentadas as

elasticidades relativas ao horizonte temporal t-3 e t-6. Em *t-3*, apenas o coeficiente associado à Rio Verde (RIOV) mostrou-se significativo estatisticamente, mas com elasticidade muito baixa também. O mesmo foi verificado para Goiânia, em *t-6*.

Tabela 11 – Elasticidades de transmissão das cotações dos preços futuros para os preços *spot*, valores reais de dezembro de 2009

| Praça | $R^2$ | D. Watson | Est. F | Coeficientes | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Const. | BMF(t) | BMF(t-1) | BMF(t-3) | BMF(t-6) |
| ARAC | 0,9500 | 1,7740 | 289,97 | 0,0837 | 0,9256 | 0,0654 | -0,0140 | 0,0001 |
| | | | 0,0000 | 0,5411 | 0,0000 | 0,1827 | 0,6019 | 0,9957 |
| SJRP | 0,9550 | 1,8639 | 323,56 | 0,1471 | 0,9158 | 0,0574 | -0,0124 | 0,0027 |
| | | | 0,0000 | 0,2519 | 0,0000 | 0,2097 | 0,6189 | 0,8648 |
| BAMA | 0,9539 | 1,8800 | 315,69 | 0,0393 | 0,9342 | 0,0588 | -0,0083 | 0,0043 |
| | | | 0,0000 | 0,7665 | 0,0000 | 0,0470 | 0,7493 | 0,7906 |
| PP | 0,9503 | 1,7878 | 291,70 | 0,1505 | 0,8984 | 0,0635 | -0,0066 | 0,0081 |
| | | | 0,0000 | 0,2642 | 0,0000 | 0,1867 | 0,7999 | 0,6245 |
| NOPR | 0,9399 | 1,4441 | 238,45 | -0,095 | 0,9558 | 0,0646 | 0,0009 | -0,0122 |
| | | | 0,0000 | 0,5366 | 0,0000 | 0,2425 | 0,9771 | 0,5226 |
| TRLG | 0,9378 | 1,7718 | 229,79 | 0,2652 | 0,9303 | 0,0783 | -0,0140 | -0,0179 |
| | | | 0,0000 | 0,8625 | 0,0000 | 0,1546 | 0,6399 | 0,3441 |
| CG | 0,9309 | 1,6960 | 205,34 | -0,273 | 0,9671 | 0,1032 | -0,0072 | -0,0202 |
| | | | 0,0000 | 0,1156 | 0,0000 | 0,0959 | 0,8305 | 0,3416 |
| DOU | 0,9392 | 1,7050 | 235,63 | -0,035 | 0,9386 | 0,0760 | -0,0104 | -0,0140 |
| | | | 0,0000 | 0,8177 | 0,0000 | 0,1665 | 0,7290 | 0,4596 |
| GOI | 0,9237 | 1,5664 | 184,52 | 0,6423 | 0,7947 | 0,0952 | -0,0329 | -0,0249 |
| | | | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0731 | 0,2553 | 0,1724 |
| CUI | 0,9123 | 1,0665 | 158,71 | 0,2208 | 0,8621 | 0,0906 | -0,0287 | -0,0030 |
| | | | 0,0000 | 0,2110 | 0,0000 | 0,1502 | 0,4033 | 0,8881 |
| RIOV | 0,9351 | 1,7212 | 219,72 | 0,7477 | 0,7797 | 0,0856 | -0,0373 | -0,0182 |
| | | | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0721 | 0,1515 | 0,2657 |

Fonte: dados da pesquisa.

Na Tabela 12 estão os resultados das regressões ajustadas com os preços nominais. Os valores do coeficiente de determinação $R^2$, da estatística *Durbin Watson* e

da estatística *F* sofreram poucas modificações em relação ao modelo ajustado com dados reais, o mesmo tendo ocorrido com a significância dos coeficientes estimados, embora alguns poucos tenham perdido a significância estatística.

Os resultados apontam que, de forma geral, as cotações dos contratos futuros só são úteis para prever os preços no mercado físico no curto prazo, com um mês de defasagem.

Tabela 12 – Elasticidades de transmissão das cotações dos preços futuros para os preços *spot*, valores nominais

| Praça | R2 | D. Watson | Est. F | Coeficientes | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | Const. | BMF(t) | BMF(t-1) | BMF(t-3) | BMF(t-6) |
| ARAC | 0,9794 | 1,8038 | 725,68 | -0,0330 | 0,9504 | 0,0622 | -0,0042 | -0,0039 |
| | | | 0,0000 | 0,7006 | 0,0000 | 0,2057 | 0,8746 | 0,8192 |
| SJRP | 0,9814 | 1,8839 | 803,15 | 0,0172 | 0,9435 | 0,0544 | -0,0035 | -0,0008 |
| | | 0,0000 | 0,0000 | 0,8310 | 0,0000 | 0,2393 | 0,8900 | 0,9591 |
| BAMA | 0,9813 | 1,9420 | 800,13 | -0,0703 | 0,9573 | 0,0554 | 0,0027 | -0,0003 |
| | | | 0,0000 | 0,3946 | 0,0000 | 0,2408 | 0,9163 | 0,9875 |
| PP | 0,9794 | 1,8103 | 726,00 | 0,0269 | 0,9249 | 0,0607 | 0,0016 | 0,0049 |
| | | | 0,0000 | 0,7506 | 0,0000 | 0,2106 | 0,9519 | 0,7686 |
| NOPR | 0,9994 | 1,5444 | 623,91 | -0,2018 | 0,9778 | 0,0604 | 0,0149 | -0,0182 |
| | | | 0,0000 | 0,0359 | 0,0000 | 0,2645 | 0,6130 | 0,3304 |
| TRLG | 0,9736 | 1,7905 | 562,05 | -0,0091 | 0,9382 | 0,0780 | -0,0138 | -0,0178 |
| | | | 0,0000 | 0,9241 | 0,0000 | 0,1556 | 0,6415 | 0,3481 |
| CG | 0,9695 | 1,6747 | 484,43 | -0,2124 | 0,9536 | 0,1035 | -0,0070 | -0,0207 |
| | | | 0,0000 | 0,0510 | 0,0000 | 0,0943 | 0,8334 | 0,3302 |
| DOU | 0,9741 | 1,7132 | 573,29 | -0,0598 | 0,9439 | 0,0756 | -0,0092 | -0,0144 |
| | | | 0,0000 | 0,5321 | 0,0000 | 0,1689 | 0,7575 | 0,4467 |
| GOI | 0,9683 | 1,5271 | 466,55 | 0,3007 | 0,8691 | 0,0904 | -0,0216 | -0,0282 |
| | | | 0,0000 | 0,0028 | 0,0000 | 0,1060 | 0,4745 | 0,1445 |
| CUI | 0,9635 | 1,0690 | 403,08 | -0,0305 | 0,9160 | 0,0852 | -0,0128 | -0,0091 |
| | | | 0,0000 | 0,7859 | 0,0000 | 0,1863 | 0,7134 | 0,6810 |
| RIOV | 0,9740 | 1,737706 | 571,33 | 0,4048 | 0,8548 | 0,0817 | -0,0297 | -0,0197 |
| | | | 0,0000 | 0,0000 | 0,0000 | 0,0989 | 0,2687 | 0,2482 |

Fonte: dados da pesquisa.

**APÊNDICE B: Modelo alternativo**

Foi também elaborado um modelo alternativo ao apresentado no capítulo 5. A diferença entre eles é a de que aqui, os preços ao produtor foram defasados de um período na função de oferta. O objetivo é verificar se este processo provocou diferenças significativas na análise, especialmente nos efeitos da matriz de relações contemporâneas e nas funções de impulso resposta. A fonte de dados e a metodologia utilizada neste modelo alternativo são idênticas as do modelo anterior. O modelo alternativo parte, então, da seguinte equação de oferta:

$$Y_t^s = \eta_t + \theta_t + p_{t-1}^p \qquad (119)$$

onde, $\eta$ é o estoque de animais na pecuária, $\theta$ é a produtividade do rebanho (peso médio da carcaça) e $p^p$ é o preço recebido pelos produtores.

As equações que descrevem a demanda pelo produto pecuário e as exportações são idênticas as apresentadas no capítulo 5, respectivamente eqs. (65 e 67) e estão replicadas a seguir:

$$Y_t^d = m_{t-1} - p_t^v \qquad (120)$$

onde, $Y^d$ é o produto pecuário, $m$ é a renda nacional e $p^v$ é o preço de carne bovina no varejo.

Subtraindo-se a oferta de animais da demanda doméstica têm-se:

$$X_t = Y_t^s - Y_t^d \qquad (121)$$

Os choques independentes das variáveis são:

a) Renda interna ($e^m$):

$$m_t = m_{t-1} + e_t^m \qquad (122)$$

b) Preços referentes ao produtor ($e^p$) e ao varejo ($e^v$):

$$p_t^p = p_{t-1}^p + e_t^p \quad (123)$$

$$p_t^v = p_{t-1}^v + e_t^v \quad (124)$$

c) Produtividade ($e^\theta$):

$$\theta_t = \theta_{t-1} + e_t^\theta \quad (125)$$

d) Estoque total de animais ($e^\eta$):

$$\eta_t = E(p_t^p) + e_t^\eta \quad (126)$$

$$e_t^\eta - e_{t-1}^\eta = \mu_t \quad (127)$$

onde:

$$E(p_t^p) = p_{t-1}^p \quad (128)$$

então:

$$\eta_t = p_{t-1}^p + e_t^\eta \quad (129)$$

**A taxa de crescimento das variáveis**

Substituindo a eq. (129) na eq. (119), têm-se:

$$y_t^s = p_{t-1}^p + e_t^\eta + \theta_t + p_{t-1}^p \tag{130}$$

Agora, substituindo na equação que expressa as exportações (diferença entre oferta e demanda doméstica [segundo termo do segundo membro da equação (121)] tem-se:

$$X_t = \left(2p_{t-1}^p + e_t^\eta + \theta_t\right) - (m_{t-1} - p_t^v) \tag{131}$$

ou ainda:

$$X_t = 2\, p_{t-1}^p + e_t^\eta + \theta_t - m_{t-1} + p_t^v \tag{132}$$

aplicando a diferença e rearranjando, obtêm-se:

$$\Delta X_t = (X_t - X_{t-1}) = 2\,(p_{t-1}^p - p_{t-2}^p) + (p_t^v - p_{t-1}^v) + (\theta_t - \theta_{t-1}) + (e_t^\eta - e_{t-1}^\eta) - (m_t - m_{t-1}) \tag{133}$$

e reparametizando:

$$\Delta X_t = 2e_{t-1}^p + e_t^\theta - e_t^m + e_t^v + e_t^p + \mu_t \tag{134}$$

A taxa de crescimento da oferta do produto da pecuária é obtida aplicando-se diferença na eq. (133):

$$\Delta Y_t^s = Y_t^s - Y_{t-1}^s = 2\left(p_{t-1}^p - p_{t-2}^p\right) + \left(e_t^\eta - e_{t-1}^\eta\right) + (\theta_t - \theta_{t-1})$$

*ou*

$$\Delta Y_t^s = 2\, e_{t-1}^p + e_t^\theta + \mu_t \tag{135}$$

A taxa de crescimento da demanda é a mesma do modelo original:

$$\Delta Y_t^d = Y_t^d - Y_{t-1}^d = (m_{t-1} - m_{t-2}) - (p_t^v - p_{t-1}^v) \quad (136)$$

Reparametizando com base nas relações impostas nas eqs. (122 e 124):

$$\Delta Y_t^d = e_{t-1}^m - e_t^v \quad (135)$$

Na construção da matriz de relações contemporâneas considera-se que o produto pecuário ($Y$) é explicado contemporaneamente pelo preço ao produtor ($P^p$), estoque de animais ($\eta$) e produtividade ($\theta$), enquanto a exportação é explicada pelo preço no varejo ($P^v$) e ao produtor($P^p$), pela produtividade ($\theta$) e pelo estoque de animais ($\eta$). A matriz está representada na Tabela 13, sendo, os sinais entre parênteses, os esperados para as estimativas dos coeficientes.

Tabela 13 - Matriz de relações contemporâneas – modelo alternativo

| | $Y$ | $x$ | $p^v$ | $p^p$ | $m$ | $\eta$ | $\theta$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| $Y$ | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 (+) | 1 (+) |
| $x$ | 0 | 1 | 1 (+) | 0 | 0 | 1 (+) | 1 (+) |
| $p^v$ | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 | 0 | 0 |
| $p^p$ | 0 | 0 | 1 | 1 | 0 | 0 | 0 |
| $m$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 | 0 |
| $\eta$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 | 0 |
| $\theta$ | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |

Fonte: Elaboração do autor com dados da pesquisa.

A Tabela 14 trata dos resultados da matriz de relações contemporâneas, definida conforme Tabela 13. Eles mostram que não houve diferenças significativas entre os modelos. Também no caso das funções de respostas a impulso, não se observou diferença significativa.

Tabela 14 - Estimativa para a matriz de coeficientes de relações contemporâneas para o modelo alternativo

| Influência | | Coeficiente | Nível de |
|---|---|---|---|
| De | Sobre | Estimado | Significância |
| Estoque de Animais | Produção | 0,1602 | 0,9011 |
| Produtividade | Produção | 0,4818 | 0,0000 |
| Preços ao Varejo | Exportações | -1,5759 | 0,0041 |
| Estoque de Animais | Exportações | -23,6430 | 0,0228 |
| Produtividade | Exportações | 1,6707 | 0,0000 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

* Modelo sem constante e sem tendência.

Nas Figuras 46 a 51 são mostrados os efeitos dos choques não antecipados sobre casa variável do sistema. Em comparação aos resultados encontrados para o modelo original, não houve diferenças significativas.

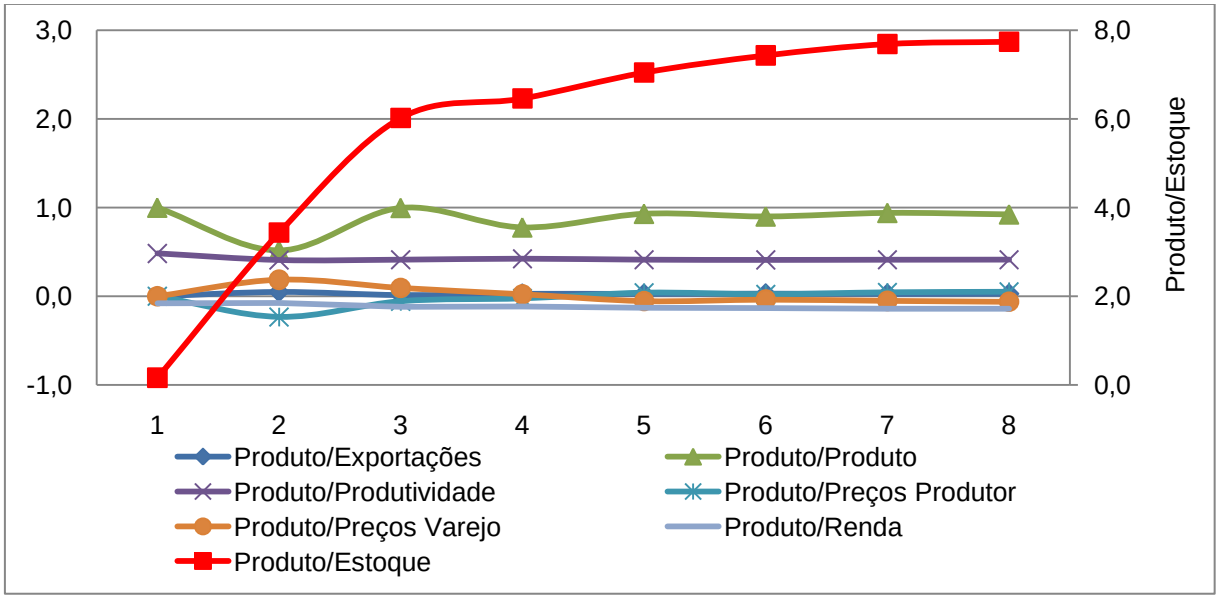


Figura 46 - Função de impulso-resposta acumulada da produção a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

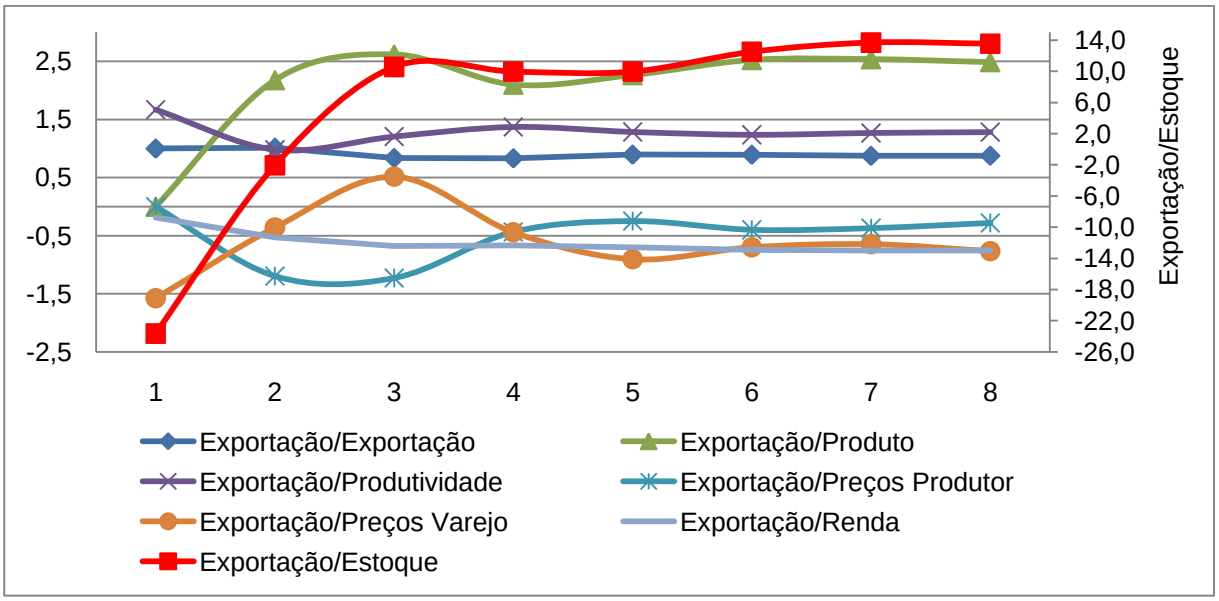


Figura 47 - Função de impulso-resposta acumulada das exportações a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

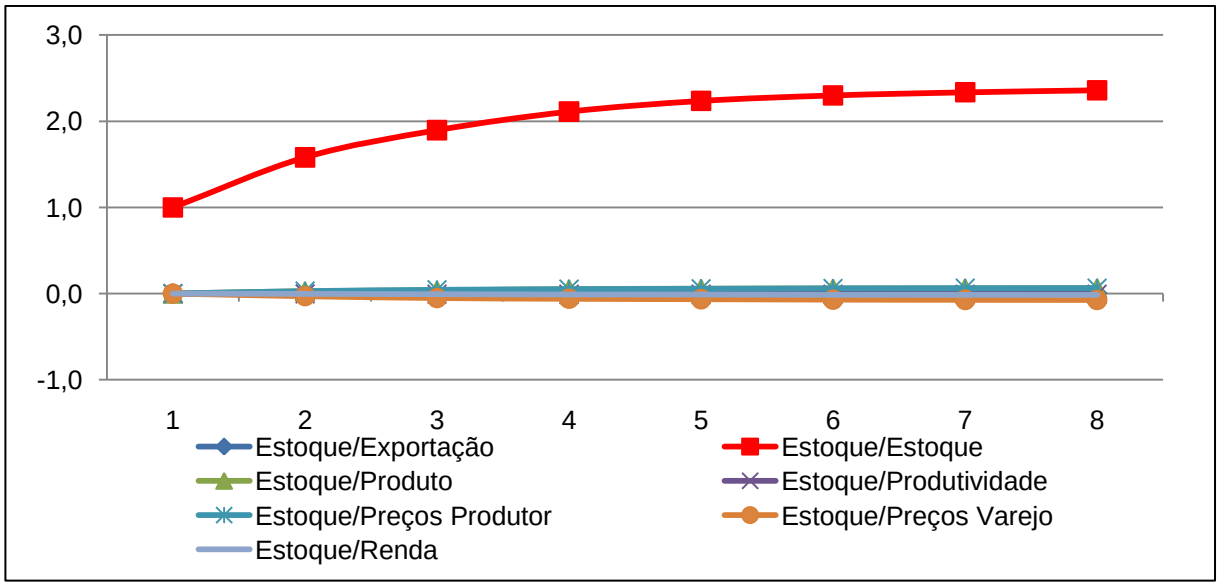


Figura 48 – Função de impulso-resposta acumulada do estoque de animais a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

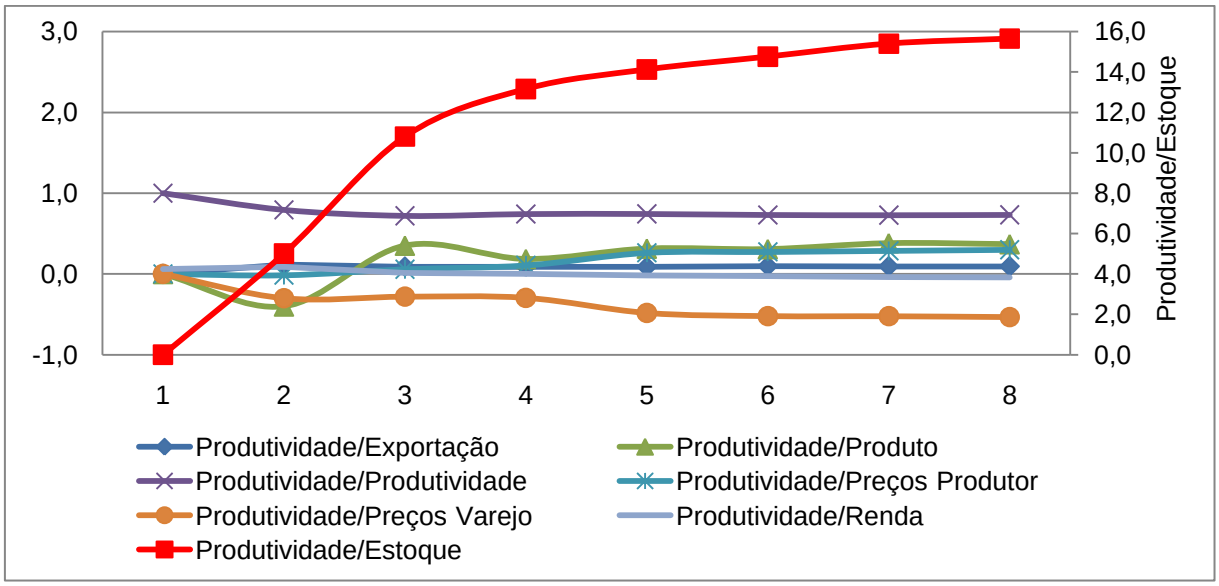


Figura 49 - Função de impulso-resposta acumulada da produtividade a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

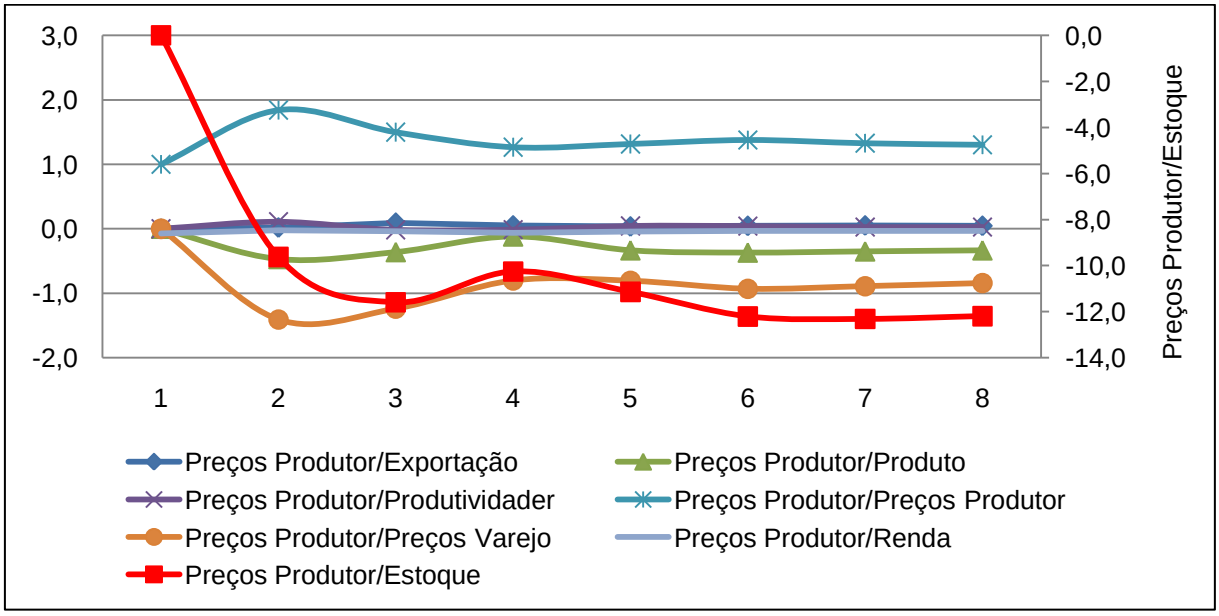


Figura 50 - Função de impulso-resposta acumulada dos preços ao produtor a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

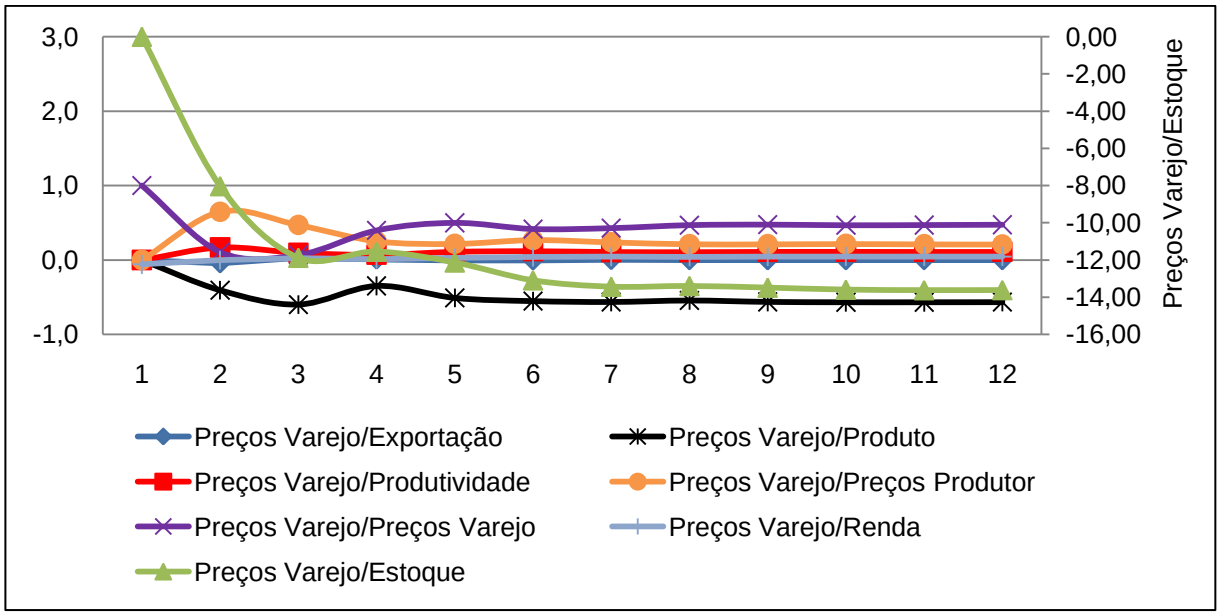


Figura 51 - Função de impulso-resposta acumulada dos preços ao varejo a impulso nas variáveis: produção, exportações, produtividade, estoque, preços ao produtor e ao varejo e renda interna – modelo alternativo

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

**APÊNDICE C: Teste de Raiz Unitária DF – GLS**

Obtém-se as estimativas dos parâmetros da equação abaixo por mínimos quadrados generalizados:

$$d(y_t / \theta) = d(X_t / \theta)' \delta(\theta) + \eta_t \qquad (136)$$

em que:

$$d(y_t / \theta)$$

é a quase diferença de $y_t$ sujeita a determinado valor de $\theta$:

Tem-se:

$$\begin{aligned} d(y_t / \theta) &= y_t && se \quad t = 1 \\ &= y_t - \theta y_{t-1} && se \quad t > 1 \end{aligned} \qquad (137)$$

sendo:

$$\theta = 1 + c / T$$

Se $\theta$ for igual a 1, tem-se a primeira diferença de $y_t$.

Valor de $\theta$:

c = - 7 se $d_t$ = 1 (modelo só com constante)

c = - 13,5 se $d_t$ = [1,t] (modelo com constante e tendência)

Uma vez obtida $\delta(\theta)$ faz-se uma filtragem (*detrended*) em $y_t$ chamando a série de $y_t^d$ :

$$y_t^d = y_t - d_t' \bar{\delta}\left(\hat{\theta}\right) \tag{138}$$

Ajusta-se o modelo:

$$\Delta y_t^d = \alpha y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \Delta_{t-i}^d + e_{tk} \tag{139}$$

Utiliza-se, para determinar a ordem o modelo o critério MAIC:

$$\mathrm{MAIC(K)} = \ln\left(\hat{\sigma}_k^2\right) + \frac{2(\tau_T(k)+k)}{T\text{-}K_{max}} \tag{140}$$

$$\tau_T(k) = (\hat{\sigma}_k^2)^{-1} \hat{\beta}_0^2 \sum_{t=k_{max}+1}^{T} \tilde{y}_{t-1}^2 \tag{141}$$

$$\hat{\sigma}_k^2 = (T\text{-}\ k_{max})^{-1} \sum_{t=k_{max}+1}^{T} \hat{e}_{tk}^2 \tag{142}$$

**Função de Respostas a Impulso – discussão baseada em Enders (2004)**

Para tratar da construção da função de respostas a impulso considera-se o seguinte modelo bivariado expresso na forma reduzida:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} \tag{143}$$

A equação (144) é a representação de media móvel da equação (143):

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \tag{144}$$

com $\mu = [\bar{x}, \bar{y}]$.

Pode-se escrever (2) como:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1,t-i} \\ e_{2,t-i} \end{bmatrix} \tag{145}$$

A equação (145) expressa $y_t$ e $z_t$ em termos das seqüências $\{e_{1t}\}$ e $\{e_{2t}\}$. Entretanto, pode-se escrever (145) em termos de $\{\varepsilon_{zt}\}$ e $\{\varepsilon_{yt}\}$, que são os choques do modelo estrutural.

Como $\mathbf{e_t} = \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_\mathbf{t}$ tem-se:

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = [(1/1 - b_{12}b_{21})] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

e

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + [(1/1 - b_{12}b_{21})] \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t-i} \\ \varepsilon_{z,t-i} \end{bmatrix} \tag{146}$$

Para simplificar, pode-se definir uma matriz $\phi_i$ dos elementos $\phi_{jk(}(i)$.

$$\phi_i = \left[(A_1^i / 1 - b_{12}b_{21})\right] \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

Assim, tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t-i} \\ \varepsilon_{z,t-i} \end{bmatrix} \tag{147}$$

e, de forma mais compacta:

$$\mathbf{x_t} = \boldsymbol{\mu} + \sum_{\mathbf{i=0}}^{\infty} \boldsymbol{\Phi}_\mathbf{i} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t-i}} \tag{148}$$

Assim, a representação de média móvel é especialmente usada para examinar as interações entre $y_t$ e $z_t$. Os coeficientes $\phi_i$ podem ser usados para gerar os efeitos de choques em $\varepsilon_{yt}$ e $\varepsilon_{zt}$. Nessa notação, os elementos $\phi_{jk}(i)$ são multiplicadores de impacto, de forma que, por exemplo, o coeficiente $\phi_{12}(0)$ mede o impacto instantâneo da mudança em uma unidade de $\{\varepsilon_{zt}\}$ sobre $y_t$. Do mesmo modo, $\phi_{11}(1)$ e $\phi_{12}(1)$ são, respectivamente, a resposta de $y_t$, após um período, à mudança em uma unidade de $\{\varepsilon_{yt}\}$ e $\{\varepsilon_{zt}\}$. Após *n* períodos, o efeito acumulado dos choques $\varepsilon_{zt}$ sobre a seqüência $\{y_t\}$ é:

$$\sum_{i=0}^{n} \phi_{12}(i) \tag{149}$$

Considerando que $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$ sejam estacionários esses quatro conjuntos de coeficientes:

$\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$ e $\phi_{22}(i)$

dá-se o nome de função de respostas a impulso.

As elasticidades de impulso podem ser assim representadas:

Elasticidade $z_t\, y_t = \dfrac{efeito\ \ de\ um\ choque\ em\ \ y\, sobre\ z\ \ no\ \ período\ t}{efeito\ \ de\ um\ choque\ em\ \ y\, sobre\ \ y\ \ no\ \ primero\ período(t)}$

Elasticidade $z_{t+1,}\, y_t = \dfrac{efeito\ \ de\ um\ choque\ em\ \ y\, sobre\ z\ \ no\ \ período\ \ t+1}{efeito\ \ de\ um\ choque\ em\ \ y\, sobre\ \ y\ \ no\ \ primero\ período\ (t)}$

Elasticidade $z_{t+2,}\, y_t = \dfrac{efeito\ \ de\ um\ choque\ em\ \ y\, sobre\ z\ \ no\ \ período\ \ t+2}{efeito\ \ de\ um\ choque\ em\ \ y\, sobre\ \ y\ \ no\ \ primero\ período\ (t)}$

**Decomposição da Variância do Erro de Previsão**

Utilizando-se a metodologia VAR, é possível também proceder à decomposição da variância dos erros de previsão *k* períodos à frente. Supondo que sejam conhecidos os coeficientes $\mathbf{A_0}$ e $\mathbf{A_1}$ e que se deseje prever os vários valores de $\mathbf{x_{t+1}}$ condicionais ao valor de $\mathbf{x_t}$.

Um período à frente, ou seja, $\mathbf{x_{t+1}} = \mathbf{A_0} + \mathbf{A_1 x_t} + \mathbf{e_{t+1}}$, a expectativa condicional de $\mathbf{x_{t+1}}$ é:

$$E\mathbf{x_{t+1}} = \mathbf{A_0} + \mathbf{A_1 x_t} \qquad (150)$$

Note que o erro de previsão um passo a frente é:

$$\mathbf{x}_{t+1} - E\mathbf{x}_{t+1} = \mathbf{e}_{t+1} \tag{151}$$

Do mesmo modo, a previsão $\mathbf{x}_t$ dois passos adiante é:

$$\begin{aligned}\mathbf{x}_{t+2} &= \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{x}_{t+1} + \mathbf{e}_{t+2} \\ &= \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1(\mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{x}_t + \mathbf{e}_{t+1}) + \mathbf{e}_{t+2} \\ &= \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1^2\mathbf{x}_t + \mathbf{A}_1\mathbf{e}_{t+1} + \mathbf{e}_{t+2}\end{aligned} \tag{152}$$

Se as expectativas condicionais forem tomadas, tem-se:

$$E\mathbf{x}_{t+2} = [\mathbf{I} + \mathbf{A}_1]\mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1^2\mathbf{x}_t$$

O erro de previsão dois passos a frente, ou seja, a diferença entre a realização de $\mathbf{x}_{t+2}$ e a previsão, é $\mathbf{e}_{t+2} + \mathbf{A}_1\mathbf{e}_{t+1}$. Generalizando tem-se:

$$E\mathbf{x}_{t+n} = (\mathbf{I} + \mathbf{A}_1 + \mathbf{A}_1^2 + \ldots + \mathbf{A}_1^{n-1})\mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1^n\mathbf{x}_t \tag{153}$$

e o erro de previsão *n* passos a frente é:

$$\mathbf{e}_{t+n} + \mathbf{A}_1\mathbf{e}_{t+n-1} + \mathbf{A}_1^2\mathbf{e}_{t+n-2} + \ldots + \mathbf{A}_1^{n-1}\mathbf{e}_{t+1} \tag{154}$$

Usando:

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\mu} + \sum_{i=0}^{\infty} \boldsymbol{\varphi}_i \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \tag{155}$$

tem-se:

$$\mathbf{x_{t+n}} = \boldsymbol{\mu} + \sum_{\mathbf{i=0}}^{\infty} \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{i}} \mathbf{e}_{\mathbf{t+n-i}} \tag{156}$$

O erro de previsão *n* passos a frente é:

$$\mathbf{x_{t+n}} - E\mathbf{x_{t+n}} = \sum_{\mathbf{i=0}}^{\mathbf{n-1}} \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{i}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t+n-i}} \tag{157}$$

Exemplificando para *n* = 3:

$$\mathbf{x_{t+3}} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{0}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t+3}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{1}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t+2}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{2}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t+1}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{3}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{4}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t-1}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{5}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t-2}} + \mathbf{...} \tag{158}$$

e

$$E\mathbf{x_{t+3}} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{3}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{4}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t-1}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{5}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t-2}} + \mathbf{...} \tag{159}$$

e

$$\mathbf{x_{t+3}} - E\mathbf{x_{t+3}} = \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{0}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t+3}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{1}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t+2}} + \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{2}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t+1}}$$

ou

$$\mathbf{x_{t+3}} - E\mathbf{x}_{t+3} = \sum_{\mathbf{i=0}}^{\mathbf{3-1}} \boldsymbol{\varphi}_{\mathbf{i}} \boldsymbol{\varepsilon}_{\mathbf{t+3-i}} \tag{160}$$

Em termos matriciais tem-se:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11}(0) & \phi_{12}(0) \\ \phi_{21}(0) & \phi_{22}(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t+3} \\ \varepsilon_{z,t+3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(1) & \phi_{121}(1) \\ \phi_{21}(1) & \phi_{22}(1) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t+2} \\ \varepsilon_{z,t+2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}(2) & \phi_{12}(2) \\ \phi_{12}(2) & \phi_{22}(2) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{y,t+1} \\ \varepsilon_{z,t+1} \end{bmatrix} \tag{161}$$

e

$$y_{t+3} - Ey_{t+3} = \phi_{11}(0)\varepsilon_{y,t+3} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{y,t+2} + \phi_{11}(2)\varepsilon_{y,t+1} + \\ + \phi_{12}(0)\varepsilon_{z,t+3} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{z,t+2} + \phi_{12}(2)\varepsilon_{z,t+1} \tag{162}$$

Generalizando:

$$y_{t+n} - Ey_{t+n} = \phi_{11}(0)\varepsilon_{y,t+n} + \phi_{11}(1)\varepsilon_{y,t+n-1} + ... + \phi_{11}(n-1)\varepsilon_{y,t+1} + \\ + \phi_{12}(0)\varepsilon_{z,t+n} + \phi_{12}(1)\varepsilon_{z,t+n-1} + ... + \phi_{12}(n-1)\varepsilon_{z,t+1} \tag{163}$$

Denotando a variância do erro de previsão *n*-passos à frente por $\sigma_y(n)^2$ tem-se:

$$\sigma_y(n)^2 = \sigma_y^2\left[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + ... + \phi_{11}(n-1)^2\right] + \\ + \sigma_z^2\left[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + ... + \phi_{12}(n-1)^2\right] \tag{164}$$

A decomposição da variância do erro de previsão pode ser representada por:

$$\frac{\sigma_y^2\left[\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + ... + \phi_{11}(n-1)^2\right]}{\sigma_y(n)^2} \tag{165}$$

$$\frac{\sigma_z^2\left[\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + ... + \phi_{12}(n-1)^2\right]}{\sigma_y(n)^2} \tag{166}$$

É possível escrever os erros de previsão em termos dos choques $\varepsilon_{yt}$ e $\varepsilon_{zt}$ do modelo estrutural. A decomposição da variância dos erros de previsão indica a proporção do movimento de uma variável devida a um choque nela própria *versus* choques em outras variáveis do sistema. Se os choques $\varepsilon_{zt}$ não explicam nenhuma parcela da variância do erro de previsão de $\{y_t\}$ ao longo de todo o horizonte de

previsão, conclui-se que a variável $\{y_t\}$ é exógena. Em tal circunstância, a seqüência $\{y_t\}$ se desenvolve independentemente do choques $\varepsilon_{zt}$ e da seqüência $\{z_t\}$. Em outro extremo, os choques $\varepsilon_{zt}$ podem explicar toda a variância do erro de previsão da seqüência $\{y_t\}$ ao longo de todo o horizonte de previsão; nesse caso, $\{y_t\}$ é endógeno. É comum que no curto prazo uma variável explique grande parte da variância do seu próprio erro de previsão e essa proporção se reduza num horizonte de previsão maior.

**Decomposição histórica dos erros de previsão**

Decomposição histórica dos erros de previsão é baseada na seguinte equação:

$$Y_{T-j} = \sum_{s=0}^{j-1} \Psi_s u_{T+j-s} + \left[ X_{T+J}\beta + \sum_{s=j}^{\infty} \Psi \sum_s u_{T+j-s} \right] \tag{167}$$

A primeira soma representa a parte da variável dependente devida a inovação de *T*+1 a *T*+j. A segunda parte é a previsão de $Y_{T+j}$ baseada em informações disponíveis até o tempo *T*.

# ANEXOS

## ANEXO A- Quadro demonstrativo dos instrumentos de comercialização

| Características | CPRfísica | CPRfinanceira | CDA | WA | CDCA | LCA | CRA |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Denominação** | Cédula de Produto Rural - liquidação física | Cédula de Produto Rural - liquidação financeira | Certificado de Depósito Agropecuário | *Warrant* Agropecuário | Certificado de Direitos Creditórios do Agronegócio | Letra de Crédito do Agronegócio | Certificado de Recebíveis do Agronegócio |
| **Data e norma de criação** | Lei nº 8929 de 22/08/1994 | Medidas Provisórias 2.017, 2.042 e 2.117 (de 2000) convertidas na Lei nº 10.200 de 14/02/2001 | Lei nº 11.076 de 30/12/2004 | Lei nº 11.076 de 30/12/2004 | Lei nº 11.076 de 30/12/2004 | Lei nº 11.076 de 30/12/2004 | Lei nº 11.076 de 30/12/2004 |
| **Emissor** | Produtor Rural, empresas agropecuárias, cooperativas e associações de produtores | Produtor Rural, empresas agropecuárias, cooperativas e associações de produtores | Depositante de produto agropecuário. Pessoa física ou jurídica responsável legal pelos produtos agropecuários entregues a um armazém agropecuário | Depositante de produto agropecuário. Pessoa física ou jurídica responsavel legal pelos produtos agropecuários entregues a um armazém agropecuário | Pessoas juridicas que trabalham no beneficiamento, comercialização ou industrialização de produtos agropecuários | Instituições financeiras públicas ou privadas | Companhias securitizadoras de Direitos Creditórios do Agronegócio (DCA) |
| **Comprador** | Investidores privados, pessoa física ou jurídica, e agroindustrias | Investidores privados, pessoa física ou jurídica | Investidores privados, pessoa física ou jurídica, e agroindustrias | Investidores privados, pessoa física ou jurídica, e agroindustrias | Investidores privados, pessoa física ou jurídica | Investidores privados, pessoa física ou jurídica | Investidores privados, pessoa física ou jurídica |

(Continua)

| Características | CPRfísica | CPRfinanceira | CDA | WA | CDCA | LCA | CRA |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| **Sistemática** | Emitida antes, durante e depois do plantio, bem como após a colheita. Produtor negocia com agroindustrias, bancos e investidores em geral. Produtor emite a CPR e recebe o valor do título. O título é endossável e renegociável | Emitida antes, durante e depois do plantio, bem como após a colheita. Produtor negocia com agroindustrias, bancos e investidores em geral. Produtor emite a CPR e recebe o valor do título. O título é renegociável até seu vencimento | Emitido com o produto agropecuário depositado num armazém. Registrado em sistema de registro e de liquidação financeira de ativos autorizados pelo BACEN e negociados em mercado de balcão ou de Bolsas. Podendo ser renegociado até seu vencimento. Comercializado junto ou separadamente do WA. | Emitido junto com o CDA. Registrado em sistema de registro e de liquidação financeira de ativos autorizados pelo BACEN e negociados em mercado de balcão ou de Bolsas. Podendo ser renegociado até seu vencimento. Comercializado junto ou separadamente do CDA. | Os Direitos de Créditos do Agronegócio, DCAs, se compoem das notas promissórias rurais, duplicatas rurais, CPR, CDA, WA e demais contratos. Os DCAs são vinculados a um título de crédito denominado CDCA que é registrado em sistema de registro e de liquidação financeira de ativos autorizados pelo BACEN e negociado em mercado de balcão ou de Bolsas. Podendo ser renegociado até seu vencimento | Os DCAs são vinculados a um título de crédito (LCA) que é registrada em um sistema de registro e de liquidação financeira de ativos autorizados pelo BACEN. A LCA é negociada em mercado de balcão ou de Bolsas. Podendo ser renegociada até seu vencimento | Securitizadoras adquirem os DCAs que são vinculados a um título de crédito (CRA) que é registrado em sistema de registro e de liquidação financeira de ativos autorizados pelo BACEN e negociado em mercado de balcão ou de Bolsas. Podendo ser renegociado até seu vencimento. |
| **Forma de Liquidação** | Entrega do produto agropecuário | Preço físico ou índice de preço vezes a quantidade de expressa na CPR | Entrega do produto agropecuário | Valor do título mais taxa de juros pré-determinada | Valor de resgate (valor de face) | Valor de resgate (valor de face) | Valor de resgate (valor de face) |
| **Garantia** | Confiabilidade do emissor, aval bancário e/ou outras garantias | Confiabilidade do emissor, aval bancário e/ou outras garantias | Confiabilidade do emissor e/ou garantias adicionais mencionadas no título | Confiabilidade do emissor e garantias adicionais do respectivo título | Confiabilidade do emissor e garantias adicionais do respectivo título | Crédito do emissor e garantias adicionais do respectivo título | Crédito do emissor e garantias adicionais do respectivo título |

Quadro 2 - Comparação entre os instrumentos privados de financiamento da agropecuária

Fonte: Bacha e Silva (2005, p.37)

## ANEXO B – Resultados da decomposição da variância do erro de previsão

Os resultados da decomposição da variância do erro de previsão das variáveis do modelo apontam que:

1. A produtividade mostrou-se a variável mais importante na explicação da variância dos erros de previsão da produção. (Tabela 15);
2. As exportações são explicadas, em primeiro lugar, pela produtividade e pelo preço no varejo, sendo esse um sinalizador de escassez (Tabela 16);
3. A produtividade tem um comportamento exógeno. No entanto, quando o tempo passa, tanto o produto quanto o estoque de animais e o preço ao varejo têm pequena influência sobre ela (Tabela 17);
4. Os estoques de animais são bastante explicados pelo preço ao produtor e ao varejo. Todas as demais variáveis têm pequeno efeito sobre a decomposição da variância dos erros de previsão dessa variável (Tabela 18);
5. O preço ao produtor é grandemente influenciado pelo preço ao varejo, sendo que todas as demais variáveis têm efeitos pouco significativos (Tabela 19); e
6. Também o preço no varejo sofre influência do preço ao produtor. Outra variável que contribui para a formação do preço ao produtor, embora de maneira menos expressiva, e o estoque de animais (Tabela 20).

Tabela 15 – Decomposição da variância do erro de previsão da produção

| Período | Desvio-Padrão | *Y* | *x* | *θ* | *H* | $P^p$ | $P^v$ | *m* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,0453 | 19,75 | 0,00 | 79,63 | 0,00 | 0,63 | 0,00 | 0,00 |
| 2 | 0,0495 | 20,42 | 2,43 | 68,33 | 2,15 | 3,66 | 1,70 | 1,30 |
| 3 | 0,0515 | 22,33 | 3,43 | 62,99 | 3,32 | 4,83 | 1,90 | 1,20 |
| 4 | 0,0520 | 22,60 | 3,55 | 61,75 | 3,28 | 5,02 | 2,24 | 1,55 |
| 5 | 0,0523 | 22,71 | 3,52 | 61,13 | 3,31 | 5,23 | 2,57 | 1,54 |
| 6 | 0,0524 | 22,69 | 3,52 | 61,06 | 3,34 | 5,23 | 2,58 | 1,58 |
| 7 | 0,0524 | 22,70 | 3,53 | 61,01 | 3,35 | 5,25 | 2,59 | 1,58 |
| 8 | 0,0524 | 22,70 | 3,53 | 60,99 | 3,34 | 5,26 | 2,59 | 1,59 |
| 9 | 0,0524 | 22,70 | 3,53 | 60,99 | 3,35 | 5,26 | 2,60 | 1,59 |
| 10 | 0,0524 | 22,70 | 3,53 | 60,99 | 3,35 | 5,26 | 2,60 | 1,59 |
| 11 | 0,0524 | 22,70 | 3,53 | 60,99 | 3,35 | 5,26 | 2,60 | 1,59 |
| 12 | 0,0524 | 22,70 | 3,53 | 60,99 | 3,35 | 5,26 | 2,60 | 1,59 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 16 – Decomposição da variância do erro de previsão das exportações

| Período | Desvio-Padrão | *Y* | *x* | *θ* | *H* | $P^p$ | $P^v$ | *m* |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,2390 | 0,00 | 44,65 | 34,78 | 6,02 | 1,32 | 13,23 | 0,00 |
| 2 | 0,2682 | 2,67 | 35,46 | 32,30 | 8,03 | 7,42 | 13,87 | 0,25 |
| 3 | 0,2763 | 2,62 | 34,50 | 30,91 | 8,71 | 7,09 | 15,15 | 1,04 |
| 4 | 0,2829 | 2,63 | 32,91 | 29,73 | 8,31 | 8,95 | 16,34 | 1,13 |
| 5 | 0,2841 | 2,63 | 32,76 | 29,54 | 8,24 | 9,01 | 16,72 | 1,12 |
| 6 | 0,2845 | 2,65 | 32,67 | 29,48 | 8,25 | 9,07 | 16,76 | 1,12 |
| 7 | 0,2846 | 2,65 | 32,66 | 29,47 | 8,26 | 9,07 | 16,76 | 1,13 |
| 8 | 0,2846 | 2,65 | 32,64 | 29,46 | 8,25 | 9,09 | 16,78 | 1,14 |
| 9 | 0,2847 | 2,65 | 32,64 | 29,45 | 8,25 | 9,09 | 16,78 | 1,14 |
| 10 | 0,2847 | 2,65 | 32,64 | 29,45 | 8,25 | 9,09 | 16,78 | 1,14 |
| 11 | 0,2847 | 2,65 | 32,64 | 29,45 | 8,25 | 9,09 | 16,78 | 1,14 |
| 12 | 0,2847 | 2,65 | 32,64 | 29,45 | 8,25 | 9,09 | 16,78 | 1,14 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 17 – Decomposição da variância do erro de previsão da produtividade

| Período | Desvio-Padrão | $Y$ | $x$ | $\theta$ | $\eta$ | $P^p$ | $P^v$ | $m$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,0840 | 0,00 | 0,00 | 100,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| 2 | 0,0901 | 0,80 | 4,11 | 90,54 | 1,44 | 0,18 | 2,71 | 0,23 |
| 3 | 0,0926 | 3,43 | 4,07 | 86,12 | 3,37 | 0,17 | 2,59 | 0,26 |
| 4 | 0,0931 | 3,53 | 4,03 | 85,36 | 3,67 | 0,27 | 2,57 | 0,58 |
| 5 | 0,0937 | 3,55 | 3,98 | 84,16 | 3,67 | 0,88 | 3,18 | 0,58 |
| 6 | 0,0938 | 3,55 | 4,00 | 84,06 | 3,69 | 0,89 | 3,21 | 0,60 |
| 7 | 0,0938 | 3,57 | 4,00 | 84,02 | 3,71 | 0,89 | 3,21 | 0,61 |
| 8 | 0,0938 | 3,57 | 4,00 | 84,00 | 3,71 | 0,90 | 3,21 | 0,61 |
| 9 | 0,0938 | 3,57 | 4,00 | 83,98 | 3,71 | 0,90 | 3,22 | 0,61 |
| 10 | 0,0938 | 3,57 | 4,00 | 83,98 | 3,71 | 0,90 | 3,22 | 0,61 |
| 11 | 0,0938 | 3,57 | 4,00 | 83,98 | 3,71 | 0,90 | 3,22 | 0,61 |
| 12 | 0,0938 | 3,57 | 4,00 | 83,98 | 3,71 | 0,90 | 3,22 | 0,61 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 18 – Decomposição da variância do erro de previsão do estoque de animais

| Período | Desvio-Padrão | $Y$ | $x$ | $\theta$ | $\eta$ | $P^p$ | $P^v$ | $m$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,0023 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 100,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 |
| 2 | 0,0033 | 2,74 | 0,08 | 1,05 | 64,09 | 17,39 | 14,65 | 0,01 |
| 3 | 0,0036 | 2,61 | 0,45 | 1,30 | 57,50 | 19,20 | 18,31 | 0,63 |
| 4 | 0,0037 | 3,09 | 0,44 | 1,38 | 56,48 | 19,21 | 18,40 | 1,00 |
| 5 | 0,0037 | 3,11 | 0,43 | 1,36 | 56,13 | 19,28 | 18,36 | 1,34 |
| 6 | 0,0037 | 3,12 | 0,43 | 1,35 | 55,78 | 19,42 | 18,47 | 1,44 |
| 7 | 0,0037 | 3,12 | 0,43 | 1,34 | 55,67 | 19,45 | 18,51 | 1,48 |
| 8 | 0,0037 | 3,12 | 0,43 | 1,34 | 55,65 | 19,45 | 18,51 | 1,50 |
| 9 | 0,0037 | 3,12 | 0,43 | 1,34 | 55,64 | 19,45 | 18,51 | 1,50 |
| 10 | 0,0037 | 3,12 | 0,43 | 1,34 | 55,64 | 19,45 | 18,52 | 1,51 |
| 11 | 0,0037 | 3,12 | 0,43 | 1,34 | 55,64 | 19,45 | 18,52 | 1,51 |
| 12 | 0,0037 | 3,12 | 0,43 | 1,34 | 55,64 | 19,45 | 18,52 | 1,51 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 19 – Decomposição da variância do erro de previsão dos preços ao produtor

| Período | Desvio-Padrão | $Y$ | $x$ | $\theta$ | $\eta$ | $P^p$ | $P^v$ | $m$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,0505 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 100,00 | 0,00 | 0,00 |
| 2 | 0,0925 | 1,05 | 0,10 | 1,01 | 5,55 | 53,02 | 38,96 | 0,31 |
| 3 | 0,0956 | 1,03 | 1,65 | 2,21 | 5,46 | 52,40 | 36,82 | 0,43 |
| 4 | 0,0988 | 1,21 | 2,01 | 2,07 | 5,22 | 51,00 | 38,08 | 0,41 |
| 5 | 0,0991 | 1,40 | 2,06 | 2,31 | 5,22 | 50,76 | 37,83 | 0,44 |
| 6 | 0,0993 | 1,39 | 2,07 | 2,29 | 5,25 | 50,62 | 37,91 | 0,46 |
| 7 | 0,0994 | 1,39 | 2,08 | 2,31 | 5,25 | 50,62 | 37,89 | 0,47 |
| 8 | 0,0994 | 1,39 | 2,08 | 2,31 | 5,25 | 50,60 | 37,90 | 0,47 |
| 9 | 0,0994 | 1,40 | 2,08 | 2,31 | 5,25 | 50,60 | 37,90 | 0,47 |
| 10 | 0,0995 | 1,40 | 2,08 | 2,31 | 5,25 | 50,60 | 37,90 | 0,47 |
| 11 | 0,0995 | 1,40 | 2,08 | 2,31 | 5,25 | 50,60 | 37,90 | 0,47 |
| 12 | 0,0995 | 1,40 | 2,08 | 2,31 | 5,25 | 50,60 | 37,90 | 0,47 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.

Tabela 20 – Decomposição da variância do erro de previsão dos preços ao varejo

| Período | Desvio-Padrão | $Y$ | $x$ | $\theta$ | $\eta$ | $P^p$ | $P^v$ | $m$ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 1 | 0,0407 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 0,00 | 100,00 | 0,00 |
| 2 | 0,0682 | 1,43 | 1,02 | 4,29 | 6,87 | 23,40 | 62,59 | 0,39 |
| 3 | 0,0706 | 1,64 | 3,57 | 4,73 | 8,05 | 22,66 | 58,65 | 0,70 |
| 4 | 0,0733 | 1,99 | 3,52 | 4,47 | 7,47 | 23,88 | 57,94 | 0,72 |
| 5 | 0,0737 | 2,17 | 3,59 | 4,64 | 7,43 | 23,70 | 57,75 | 0,73 |
| 6 | 0,0739 | 2,17 | 3,58 | 4,63 | 7,48 | 23,72 | 57,67 | 0,75 |
| 7 | 0,0739 | 2,17 | 3,59 | 4,64 | 7,48 | 23,73 | 57,62 | 0,77 |
| 8 | 0,0740 | 2,17 | 3,59 | 4,63 | 7,48 | 23,75 | 57,61 | 0,77 |
| 9 | 0,0740 | 2,17 | 3,59 | 4,64 | 7,48 | 23,75 | 57,61 | 0,77 |
| 10 | 0,0740 | 2,17 | 3,59 | 4,64 | 7,48 | 23,75 | 57,61 | 0,77 |
| 11 | 0,0740 | 2,17 | 3,59 | 4,64 | 7,48 | 23,75 | 57,61 | 0,77 |
| 12 | 0,0740 | 2,17 | 3,59 | 4,64 | 7,48 | 23,75 | 57,61 | 0,77 |

Fonte: Elaborado pelo autor com dados da pesquisa.