

**Universidade de São Paulo
Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”**

**Integração entre os mercados de boi para o abate
na Argentina e no Brasil**

Guilherme Bellotti de Melo

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

**Piracicaba
2010**

Livros Grátis

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

Milhares de livros grátis para download.

Guilherme Bellotti de Melo
Bacharel em Ciências Econômicas

Integração entre os mercados de boi para o abate na Argentina e no Brasil

Orientador:
Prof. Dr. **GERALDO SANT'ANA DE CAMARGO BARROS**

Dissertação apresentada para obtenção do título de Mestre em
Ciências. Área de concentração: Economia Aplicada

Piracicaba
2010

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

Melo, Guilherme Bellotti de
Integração entre os mercados de boi para o abate na Argentina e no Brasil / Guilherme
Bellotti de Melo. - - Piracicaba, 2010.
82 p. : il.

Dissertação (Mestrado) - - Escola Superior de Agricultura "Luiz de Queiroz", 2010.
Bibliografia.

1. Abate 2. Argentina 3. Bovinos de corte 4. Brasil 5. Carnes e derivados 6. Comércio
internacional 7. Mercado agrícola 8. Preço I. Título

CDD 338.1762
M528i

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

Aos meus pais, Rubens e Rose, por
todo amor e incomensurável
dedicação a toda a nossa família.

DEDICO.

AGRADECIMENTOS

Primeiramente agradeço aos meus pais, Rubens e Rose, exemplos de perseverança e apoiadores incondicionais de todos os momentos e decisões sobre o rumo da vida.

Às minhas irmãs Carolina e Camila, ao meu cunhado Luigi, e aos meus queridos sobrinhos Lara, Davi e Enzo, por todo apoio e carinho durante essa caminhada.

À minha namorada, companheira e parceira, Fabiana, por todo amor, compreensão e paciência durante todos esses anos. Não poderia deixar de mencionar a gratidão por toda a família Pasquot & Polido (Teti, Maria Augusta, Fabrício, Giovanna e Dú).

Ao meu orientador e Professor, Geraldo Sant'Ana de Camargo Barros, pela sua compreensão e ensinamento desde a graduação ao desenvolvimento da Dissertação.

Ao Professor e amigo Sergio De Zen. Sempre serei grato por tudo. Certamente grande parte dessa dissertação eu devo ao incentivo e companheirismo desde o início das atividades como estagiário no Cepea até os dias de hoje. Espero um dia poder contribuir do mesmo modo para a formação de outras pessoas; o “passar a diante” (pay it forward).

À Professora Miriam Bacchi pela valiosa contribuição e pela disposição em auxiliar sempre que foi necessário.

À todas as pessoas que fazem e fizeram o Cepea. Em especial à Ana Paula, Luciane, Elisângela, Mauro, Prof. Lucílio Alves, Prof. Humberto Spolador, Fábio Felipe, Adriana Ferreira e Zilma.

Ao PECEGE pela oportunidade de aumentar os horizontes através da colaboração no MBA Agronegócios.

Ao banco Rabobank pela compreensão em todo o período de conclusão da dissertação. Em especial para Andy, Luciano e Priscila.

Aos amigos que fizeram desse período uma dos mais importantes da minha vida: Matheus Almeida (Iskrigo), Lucas Brunetti (Lucão), Pedro Sarmiento (Pedrinho), André Silvestrine (Andrezão), Daniel Capitani (Capitão), Leonardo Zilio (Léo), Silvia Kanadami (Silvia Maria), Cezar Cruz (Cezinha), Thiago Carvalho (Baraio), Maurício Sousa, Caio Augusto e outros que de alguma maneira ou outra serei sempre grato.

À todos os funcionários dos Departamento de Economia, em especial à Maielli (pós Economia), Álvaro (Biblioteca) e à Cris (serviços gerais).

Ao Conselho Nacional de Pesquisa e Desenvolvimento Tecnológico - CNPQ, pelo apoio financeiro.

SUMÁRIO

RESUMO	9
ABSTRACT	11
LISTA DE FIGURAS	13
LISTA DE TABELAS	15
1 INTRODUÇÃO.....	17
1.1 Problema e importância.....	17
1.2 Objetivos.....	19
1.3 Estrutura do trabalho	19
2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA	21
2.1 A pecuária Argentina.....	21
2.1.1 Evolução da pecuária argentina.....	21
2.1.2 Intervenção do governo argentino	23
2.1.3 Reordenamento geográfico da produção	24
2.2 A pecuária brasileira.....	27
2.2.1 Evolução da pecuária brasileira.....	27
2.2.2 Reordenamento geográfico da produção	29
2.3 Brasil e Argentina no comércio internacional	32
2.3.1 A inserção no mercado internacional	32
2.3.1.1 Brasil.....	32
2.3.1.2 A Argentina	34
2.3.2 Parceiros comuns e os principais tipos de carnes comercializados.....	35
2.4 Relação comercial entre produtores e frigoríficos e a formação de preços.....	38
2.4.1 Brasil.....	38
2.4.2 Argentina	39
2.5 Frigoríficos brasileiros na Argentina.....	39
2.6 Análise dos preços do boi e da carne no Brasil e na Argentina	40
3 REFERENCIAL TEÓRICO.....	45
3.1 Integração espacial de mercados	45
3.2 Modelos de integração regional.....	46
3.3 Trabalhos voltados à análise de integração na pecuária brasileira	47

4 DADOS E METODOLOGIA PROPOSTA	51
4.1 Dados	51
4.2 Modelos econômicos.....	51
4.3 Procedimentos.....	54
4.3.1 Teste de raiz unitária.....	55
4.3.2 Vetor Auto-Regressivo - VAR.....	56
4.3.3 Função impulso-resposta.....	58
4.3.4 Decomposição da variância	59
4.3.5 Cointegração e correção de erro.....	60
5 RESULTADOS.....	65
5.1 Teste de raiz unitária.....	65
5.2 Teste de cointegração (Johansen)	66
5.3 Modelo de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro - VEC.....	67
5.3.1 Matriz de relações contemporâneas	67
5.3.2 Decomposição da variância dos erros de previsão.....	68
5.3.3 Análise da função impulso-resposta	70
6 CONCLUSÕES	75
REFERÊNCIAS.....	79

RESUMO

Integração entre os mercados de boi para o abate na Argentina e no Brasil

O objetivo do presente trabalho foi verificar as relações entre os preços do boi vivo praticados na Argentina e no Brasil de sorte a que tanto empresas como governos possam ter medidas mais precisas do grau em que devem levar em conta os efeitos da evolução da produção e do comércio interno e externo da Argentina sobre o mercado interno do Brasil. Para tanto, foi elaborado um modelo de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro - VEC que considerou as variáveis preço do boi no Brasil (US\$/kg), preço do boi na Argentina (US\$/kg); taxa de câmbio euro/dólar e preço da carne bovina no atacado da União Européia (US\$/kg). Os resultados indicaram que efeito de choques nos preços do boi na Argentina em relação preço do Brasil é muito pequeno. Já o efeito de choques de preços do boi no Brasil sobre o preço na Argentina, embora pequeno, é positivo e superior ao impacto que os preços argentinos possuem sobre o boi brasileiro. Após os dois primeiros meses, um choque de 1% no preço no Brasil, levaria os preços argentinos a subir cerca de 0,25% indicando que possíveis aumentos de preços do boi no Brasil sejam repassados aos preços de exportação, o que causaria um aumento da demanda por carne argentina em mercados concorrentes, e conseqüentemente, por boi daquele país. Choques no preço da carne no atacado da União Européia impactam negativamente os preços no Brasil corroborando a hipótese de que os aumentos de preços na União Européia são geralmente puxados por redução das importações por outras razões que não as forças do mercado. Comportamento oposto é observado sobre os preços na Argentina.

Palavras-chave: Integração de mercado; Preço de boi; Brasil; Argentina

ABSTRACT

Market integration between the live cattle prices in Argentina and in Brazil

The main purpose of this study was to analyze the relationship between live cattle prices in Brazil and in Argentina so that both companies and government could have more accurate measures on the effects of Argentina's evolution of production and internal/external trade on Brazilian market. In order to achieve this goal a Vector Autoregression with Error Correction Model - VEC was elaborated taking into account the following set of variables a) live cattle prices in Brazil and Argentina (USD/kg); b) Exchange rate Euro/Dollar; c) wholesale beef prices in the European Union (USD/kg). The results indicated that a shock in live cattle prices in Argentina has a very low impact on Brazilian prices. On the other hand, shock in Brazil's live cattle price, although small, is positive and higher than that caused by Argentina's shocks on Brazil's prices. After the two first months, a shock of 1% in Brazil's cattle price would cause an increase of 0,25% in Argentinean prices, indicating that a rise in cattle prices in Brazil is passed on to export prices, which would enhance the demand for Argentinean beef in competitive markets. Shocks on wholesale beef prices in the EU have a negative influence on Brazil's prices, which corroborates the hypothesis that a rise in EU beef prices are usually explained by a reduction in imports for reasons others than market forces. The opposite behavior happens in the case of Argentina.

Keywords: Market integration; Live cattle prices; Brazil; Argentina

LISTA DE FIGURAS

Figura 1 - Evolução do estoque bovino na Argentina	22
Figura 2 - Evolução da área de pastagem e da área agrícola da Argentina	25
Figura 3 - Distribuição do rebanho bovino argentino por região em 2007	26
Figura 4 - Evolução do rebanho, da população e do PIB <i>per capita</i> no Brasil - 1974/2009 (base=100 em 1974)	27
Figura 5 - Taxas anuais de crescimento do rebanho de acordo com o período.....	28
Figura 6 - Evolução do volume das exportações brasileiras de carne bovina (base=100 em 1976).....	33
Figura 7 - Evolução das exportações argentinas de carne bovina (base=100 em 1976).....	34
Figura 8 - Número de países parceiros comerciais de carne bovina da Argentina e do Brasil em 2008	36
Figura 9 - Exportações argentinas e brasileiras por destino em 2008	36
Figura 10 - Importações brasileiras de carne bovina da Argentina	38
Figura 11 - Evolução dos preços reais do “novillo” (IPC base setembro-09).....	41
Figura 12 - Evolução da cotação real da arroba do boi gordo em R\$. (IGP-DI base setembro- 09).....	42
Figura 13 - Evolução dos preços reais ¹ do boi vivo no Brasil e na Argentina (US\$/kg)	43
Figura 14 - Comércio regional sem custos de transferência	45
Figura 15 - Comércio de dois países com o resto do mundo	47
Figura 16 - Movimento dos preços da carne em dólares em países exportadores diante da desvalorização da taxa de câmbio euro/dólar	52
Figura 17 - Movimento dos preços da carne em dólares em países exportadores diante de um aumento de renda ou redução da produção.....	53
Figura 18 - Matriz de relações contemporâneas.....	67

Figura 19 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não-antecipado no preço do boi na Argentina	71
Figura 20 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não-antecipado no preço do boi no Brasil	72
Figura 21 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não-antecipado no preço da carne da União Européia	73
Figura 22 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não-antecipado no valor do euro	74

LISTA DE TABELAS

Tabela 1 - Evolução recente do estique bovino por região na Argentina	25
Tabela 2 - Evolução do rebanho bovino no Brasil por região e Estado.....	31
Tabela 3 - Evolução da representatividade por região no rebanho bovino brasileiro.....	32
Tabela 4 - Evolução das exportações de carne bovina Argentina por tipo em toneladas	37
Tabela 5 - Evolução das exportações de carne bovina Brasileira por tipo em toneladas	37
Tabela 6 - Resultados do teste de raiz unitária	66
Tabela 7 - Resultados do teste de cointegração de Johansen sobre as séries em estudo	66
Tabela 8 - Coeficientes estimados da matriz de relação contemporânea através de um vetor de correção de erros.....	68
Tabela 9 - Decomposição da variância do erro de previsão para o preço boi vivo na Argentina	69
Tabela 10 - Decomposição da variância do erro de previsão para o preço boi vivo no Brasil.....	69

1 INTRODUÇÃO

1.1 Problema e importância

A formação de preços na agricultura é uma temática bastante discutida em virtude de sua elevada importância tanto para o setor privado – firmas e consumidores - como para o setor público. Para as empresas privadas a identificação dos fatores que ajudam a explicar os preços dos produtos de interesse possibilita melhorar o resultado de suas estratégias de comercialização. Para os consumidores, os produtos agropecuários representam parcela significativa de seus orçamentos. Já para o setor público, tal conhecimento permite o estabelecimento de políticas que visem estimular o produtor a tomar decisões desejadas do ponto de vista da sociedade como um todo.

De acordo com Coelho (2004), os produtos agrícolas podem, entre outras possibilidades, ser classificados em dois grandes grupos: os que são comercializados exclusivamente no mercado interno e os que são comercializáveis internacionalmente. Os primeiros respondem diretamente apenas às variáveis internas ao país. Já os produtos de mercado externo, além de apresentarem as mesmas relações observadas no caso anterior, também sofrem influência direta de fatores extranacionais, como taxa de câmbio e preços externos.

Especificamente para o boi gordo brasileiro, De Zen (1997) e Campos et al. (2008) afirmam que o preço do boi no Brasil depende, principalmente, das condições de oferta e demanda de animais para o abate de cada região. Para esses autores, a evolução da oferta de boi gordo, por exemplo, é determinada pelas condições de produção de alimentos para os animais, manejo realizado e estrutura adequada de processamento e comercialização de animais e da carne bovina. A demanda por animais para abate, por sua vez, deriva-se da demanda por carne pelo consumidor. Tratando-se de produto comercializável, a carne bovina e, por extensão, o boi tem também seus preços influenciados por variáveis internacionais.

De maneira geral, a teoria econômica preconiza que a demanda por qualquer tipo de produto é influenciada pelo seu preço, pelo preço dos bens substitutos e complementares e pela renda da população. Numa economia mundial integrada, importa a renda das populações do conjunto das nações, assim como as taxas de câmbio entre suas moedas. No tocante especificamente aos produtos substitutos da carne bovina, historicamente as carnes suínas e de

frango são as mais citadas e, conseqüentemente, são as que cujos efeitos sobre a demanda de carne bovina são os mais estudados.

Especialmente a partir de 1995, com o corte das taxas de importação de produtos bovinos entre os países signatários do Mercado Comum do Sul - MERCOSUL os produtos cárneos desses outros países também passaram efetivamente a fazer parte do grupo de produtos substitutos da carne bovina nacional, influenciando assim os preços de tal produto. É válido ressaltar que o inverso também é verdadeiro, ou seja, a carne brasileira também pode ser facilmente adquirida pelos consumidores desses outros países. De fato, se os preços desses produtos no mercado nacional forem superiores aos custos de importação do mesmo produto, os consumidores podem passar a demandar a carne de ambas as origens.

Outra forma pela qual os preços praticados nos outros países podem influenciar a cotação da carne no Brasil é através das exportações para mercados comuns. Ao longo dos últimos anos, diante da inserção do Brasil no mercado internacional da carne bovina, uma oscilação na oferta da carne nos países competidores altera a demanda internacional por carne bovina brasileira, implicando em mudanças no preço nacional. Nesse contexto merece destaque a carne bovina argentina, que ao longo dos últimos anos tem sido destinada a mercados (países) para os quais os frigoríficos brasileiros também têm enviado suas carnes. Em 2008, dos 87 países que importaram carne bovina da Argentina, o produto brasileiro não se mostrou presente em apenas 15.

Argumenta-se, pois, que os mercados de carne bovina da Argentina e do Brasil estariam integrados não apenas diretamente como também indiretamente na medida em que sofrem influências similares advindas tanto de países consumidores comuns e de produtores concorrentes. Por essas razões, tanto empresas como governos no Brasil precisam ter medidas mais precisas do grau em que devem levar em conta os efeitos da evolução da produção e do comércio interno e externo da Argentina sobre o mercado interno do Brasil. Essa questão se torna mais importante se for considerado que as economias de Brasil e Argentina fazem parte de união aduaneira sem que haja harmonização de políticas macroeconômicas e tampouco sejam obedecidas cláusulas elementares de integração comercial. Na realidade, grandes doses de discricionariedade tendem a prevalecer no dia a dia das transações ente os dois países.

É interessante observar que os analistas de mercado já avaliam o comportamento dos preços na Argentina com vistas aos possíveis impactos nas cotações dos produtos brasileiros (carne e boi gordo). No entanto, não existe ainda estudo recente que avalie essas relações de

preços entre esses dois países. Nesse sentido, um estudo com esse propósito ganha importância na medida em que possa indicar se realmente os preços desses dois países possuem relação ou não.

1.2 Objetivos

O objetivo geral deste trabalho é verificar as relações entre os preços do boi vivo praticado na Argentina e no Brasil. Especificamente, pretende-se identificar a intensidade e a duração da transmissão de preços de um país para o outro.

1.3 Estrutura do trabalho

Este trabalho está dividido em 6 capítulos. No primeiro foram abordados o problema e os objetivos pretendidos. No capítulo 2 será apresentada uma breve evolução do setor pecuário na Argentina e no Brasil. Posteriormente, no terceiro capítulo, parte-se para a descrição do referencial teórico. No quarto capítulo será apresentada a metodologia proposta e os dados sugeridos para efetuar a análise. Em seguida, no quinto capítulo, são apresentados os resultados e, por último, no sexto, a conclusão é exposta.

2 REVISÃO BIBLIOGRÁFICA

2.1 A pecuária Argentina

2.1.1 Evolução da pecuária argentina

De acordo com Basuald e Arceo (2006), a evolução recente da produção pecuária argentina pode ser dividida em três grandes fases. A primeira é compreendida entre 1960 e 1977, que se caracterizou pela expansão da quantidade de animais. A segunda, que vai de 1978 a 1988, conhecida pela redução do rebanho e, por fim, a terceira, que se iniciou em 1989 e perdura até os dias atuais, que é denominada fase de estabilização. Adicionalmente, pode-se incluir uma nova expansão do rebanho a partir de 2002 impulsionada pela elevada demanda internacional por carnes.

Na primeira fase, a pecuária argentina, motivada pelo acesso ao mercado internacional de carnes e pela elevação do consumo interno em virtude do crescimento populacional e do aumento da demanda *per capita*, apresentou expansão significativa em seu rebanho. Entre 1960 e 1977, a taxa de crescimento anual foi de 2%, com o rebanho saltando de 43,5 milhões de cabeças para 61 milhões.

Contudo, a partir de 1976, com o estabelecimento da ditadura militar, essa pujante pecuária se viu em meio a um ambiente econômico de desestímulo à atividade. Nesse momento, de acordo com Basuald e Arceo (2006), diante de um aumento substancial das taxas de juros reais praticadas nesse país, as decisões na agropecuária deixaram de ser baseadas apenas nas relações de preços entre agricultura e pecuária para incorporarem efetivamente o rendimento financeiro, que era muito superior aos produtivos.

Ainda segundo Basuald e Arceo (2006), em meados dos anos 1970, as portas do mercado externo começaram a se fechar para as carnes argentinas. A Política Agrícola Comum - PAC da Comunidade Européia, principal importador da Argentina, impôs uma série de restrições à importação de carne para estimular a produção local. O resultado disso foi uma queda nas exportações de, em média, 547 mil toneladas de carne com osso na primeira metade da década de 70, para 361 mil nos anos 80.

Desestímulo adicional às inversões na bovinocultura também decorreu da elevação da atratividade da agricultura vis a vis à pecuária. A conjunção da observada recuperação dos preços

dos produtos agrícolas em 1976 no mercado mundial reforçada pela desvalorização da moeda durante a ditadura militar, mais a absorção de novas tecnologias de produção nos anos 1980 fez com que a rentabilidade agrícola se elevasse em comparação aos rendimentos da pecuária (BASUALD; ARCEO, 2006).

Diante dos maiores rendimentos financeiros e da atratividade maior da agricultura, desde os anos 1970 até o início dos anos 1990 os estoques de animais se reduziram a montante similar ao da década de 1960 (Figura 1). Segundo Basuald e Arceo (2006), esse período constitui a fase de liquidação bovina mais prolongada da história do país.

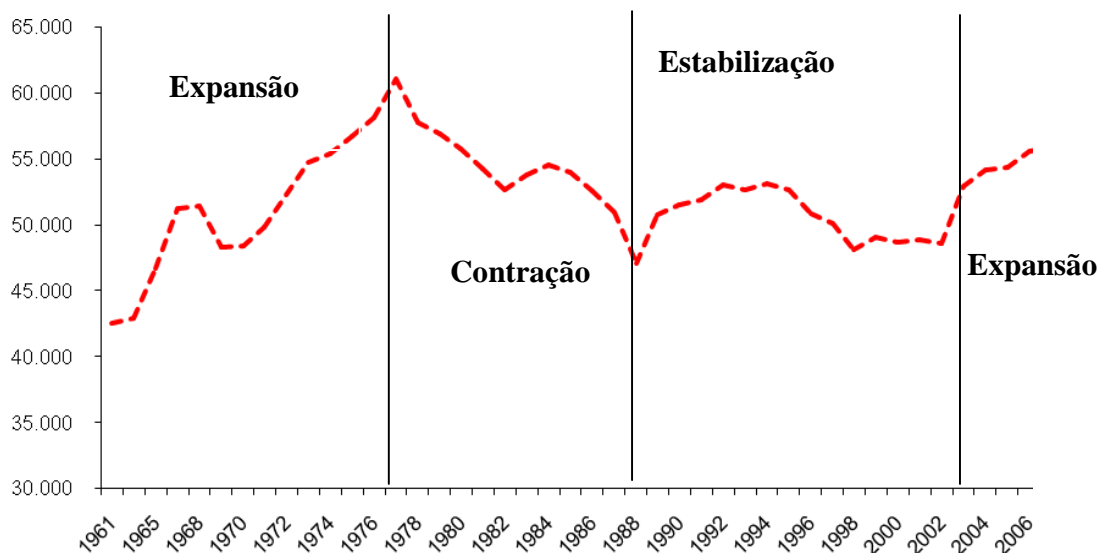


Figura 1 - Evolução do estoque bovino na Argentina

Fonte: Secretaria de Agricultura, Ganaderia, Pecas y Alimentos - SAGPyA (2009)

A partir desse momento se iniciou uma nova fase de retenção de animais estimulada pelo aumento dos preços decorrente da baixa oferta combinado com aumento da demanda no mercado interno impulsionada pelo plano de estabilização, o Plano de Conversibilidade.

No entanto, a partir da segunda metade da década de 1990, o estoque de animais voltou a se reduzir. Dessa vez, além dos altos preços das *commodities* agrícolas, o “mal da vaca louca”, ocorrido em 1998, e o caso de febre aftosa, em 2000, aliados à contração do consumo interno

devido à crise econômica, fizeram com que a rentabilidade do pecuária bovina de corte se situasse muito aquém de outras atividades.

Já a partir de 2002, com a desvalorização do peso em relação ao dólar e a paulatina recuperação do mercado interno, ambos após a ruptura do Plano de Conversibilidade, além do restabelecimento das vendas de carne ao mercado internacional em virtude do controle da febre aftosa, houve recuperação dos negócios e, conseqüentemente, novo aumento do rebanho.

Todavia, nos últimos três anos, o setor pecuário argentino tem sentido o peso da “mão do governo” em suas atividades, o que tem contribuído para redução da rentabilidade da atividade e a conseqüente liquidação do rebanho diante dos elevados números de abates de fêmeas. A seguir serão discutidas as intervenções recentes do governo argentino no mercado pecuário.

2.1.2 Intervenção do governo argentino

A partir de 2003, iniciou-se na economia argentina um processo de aumento crescente dos preços, puxados, em grande parte, pela elevação das cotações internacionais dos alimentos, entre eles a carne. Frente a esse cenário e do conseqüente temor da volta do período de hiperinflação e seus efeitos sobre a economia, o governo passou, em 2005, a adotar políticas heterodoxas de controle da inflação.

Primeiramente, as medidas foram direcionadas à retenção de produtos lácteos e petrolíferos destinados à exportação no país. Em um segundo momento, a subida de preço da carne bovina passou a preocupar. Desse modo, entre março de 2005 e abril de 2006, o governo adotou diversas medidas econômicas com o intuito de interromper artificialmente a alta dos preços desses produtos.

A primeira medida foi criar, em março de 2005, a Mesa de Bovinos e Carnes (“Mesa de Ganados y Carnes”), a qual congregava representantes do setor privado e do governo para estabelecer um acordo acerca dos preços praticados na carne. Assim, em abril, houve uma queda nos preços da carne e do animal vivo. No entanto, isso não perdurou por muito tempo, pois essa medida aumentou o ímpeto de compra da população. No terceiro trimestre de 2005 a carne apresentou alta de 1,9% e os animais para abate 15,1%.

Como os acordos de preços não obtiveram sucesso, a partir de 1º de novembro de 2005 apenas poderiam ser abatidos animais acima de 260 quilos; com o objetivo de aumentar a quantidade ofertada de carne, em 1º de março esse peso subiria para 289 kg, e em 1º de maio para

300 kg (INSTITUTO DE PROMOCIÓN DE LA CARNE BOVINA ARGENTINA - IPVCA, 2006). Evidentemente, porém, como não se aumenta o peso dos animais repentinamente, houve uma redução na quantidade de animais ofertados, o que contribuiu para o aumento dos preços dos cortes no mercado interno. É importante observar que, nesse período, com a eclosão dos casos de aftosa no Brasil, houve um aumento das exportações argentinas, o que também ajudou a elevar as cotações da carne no mercado interno.

Nesse sentido, a atenção do governo argentino virou-se para as exportações com vistas a restringir a saída de carnes no País. Inicialmente, em 2006, as exportações foram proibidas durante um período de 180 dias. Em 2007 as exportações não passaram de 500 mil toneladas. Nos primeiros cinco meses de 2008 era possível vender apenas 115 mil toneladas. Nos outros meses o governo afrouxou a pressão sobre as exportações, porém, exigia que 75% da produção das plantas frigoríficas fossem destinadas ao mercado doméstico.

2.1.3 Reordenamento geográfico da produção

Todas essas alterações nos estoques de animais da pecuária argentina ocorreram em meio a uma redução da área de pastagem e uma mudança locacional do rebanho em direção às áreas de solo com menor fertilidade, liberando, assim, terras de melhor qualidade para a produção agrícola. Na Figura 2 pode ser observado que, apesar de as áreas destinadas ao pasto e à agricultura terem diminuído desde 1960, a pastagem sofreu uma redução muito mais significativa que a área agrícola. Ademais, a redução das pastagens foi contínua e prosseguiu até os anos recentes, o que não se deu com as terras de lavouras.

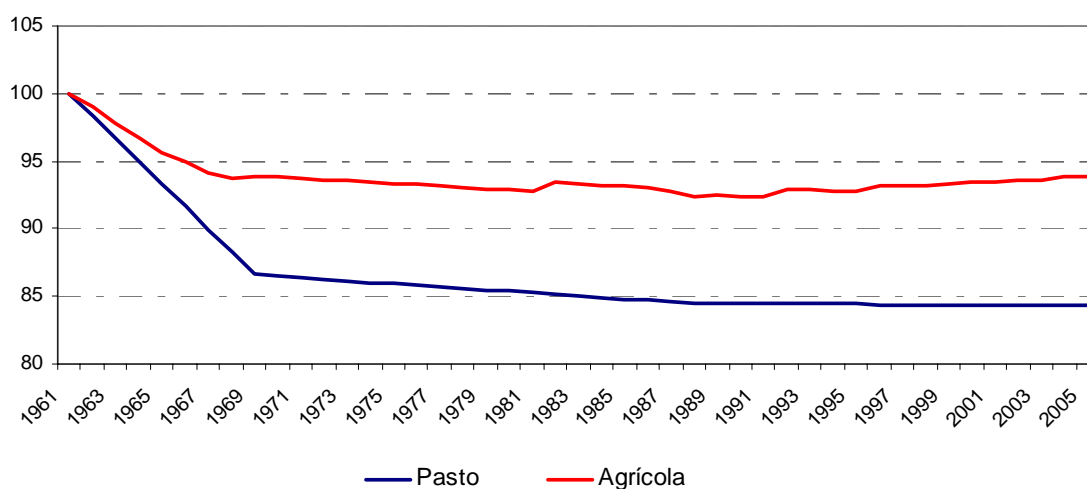


Figura 2 - Evolução da área de pastagem e da área agrícola da Argentina

Fonte: FAO (2009)

Apesar da redução da superfície destinada ao pasto, o rebanho bovino, após o longo período de contração, voltou a crescer nos últimos anos, conforme foi descrito na seção 2.1.1, e atualmente, apresenta um número de cabeças superior ao que era observado no início da década 1960.

Houve ao mesmo tempo um reordenamento territorial em que se destaca a diminuição do estoque de animais em solos pampeanos e o aumento em outras regiões. Enquanto em 1994, antes do *boom* da soja, a região pampeana contava com 62% do rebanho nacional, em 2007 se estima que essa participação tenha se reduzido para 55%. Em números absolutos essa redução foi de 3 milhões de cabeças, montante igual ao estoque de animais da região semi-árida (ver Tabela 1).

Tabela 1 - Evolução recente do estique bovino por região na Argentina

Regiões	1994	2003	2004	2005	2006	2007
Pampeana	34,200	30,953	31,674	31,237	31,492	31,152
Nordeste	12,500	12,354	12,884	12,139	13,781	14,096
Noroeste	4,090	3,898	4,205	4,284	4,351	4,651
Semiárida	3,600	4,418	4,026	4,232	4,434	4,539
Patagônia	1,255	1,338	1,376	1,458	1,487	1,452

Fonte: Instituto Nacional de Estadística y Censos - INDEC (2008)

Contudo, é válido ressaltar que, apesar dessa queda, a região pampeana ainda se caracteriza como o principal cinturão de produção bovina do país, com destaque para a província de Buenos Aires, que contém cerca de 19 milhões de animais e é a principal praça de comercialização Argentina.

A segunda região mais proeminente da pecuária de corte argentina é a Nordeste. No entanto, o tamanho do rebanho dessa região ainda é muito inferior ao observado em pastos pampeanos, totalizando em 2007 cerca de 14 milhões de cabeças.

Outra importante região - quanto ao número de cabeças e pelo elevado potencial para a expansão para a bovinocultura - é a Noroeste. De acordo com Rearte (2000), a incorporação de sistemas silvipastoris e a implantação de pastos com grandes rendimentos forrageiros foram e são os principais atrativos para o desenvolvimento da pecuária da região. Entre 1994 e 2007, o rebanho dessa região cresceu cerca de 14%, chegando a 4,6 milhões de cabeças no último ano.

Como complemento, o semiárido argentino também merece ser mencionado. As províncias de La Pampa e San Luís totalizaram 4,5 milhões de cabeças em 2007. Também se nota um crescimento importante na região patagônica, principalmente na bacia pecuária do Vale Inferior do Rio Negro. A Figura 3 ilustra a divisão das regiões em solos argentinos.

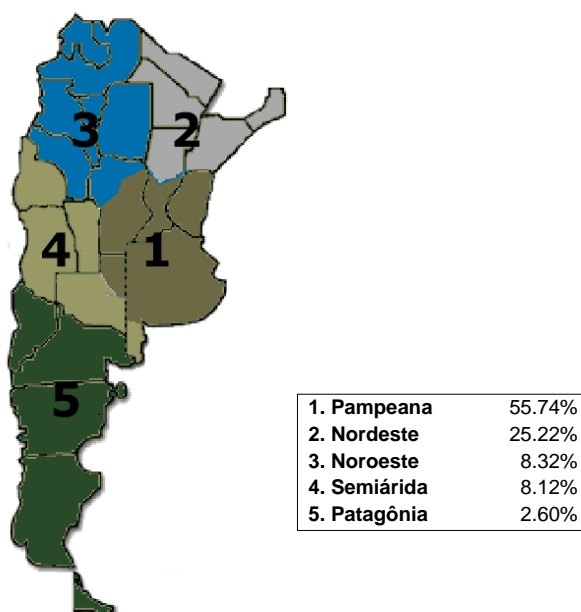


Figura 3 - Distribuição do rebanho bovino argentino por região em 2007

Fonte: Conferência Internacional de Confinadores – Interconf (2008)

2.2 A pecuária brasileira

2.2.1 Evolução da pecuária brasileira

Diferentemente do observado na pecuária Argentina, a produção brasileira, a despeito dos ciclos de curto prazo, nunca testemunhou um longo período de contração de seu rebanho. Conforme pode ser notado na Figura 4, o rebanho nacional, ao contrário, tem mostrado um claro crescimento do número de cabeças.

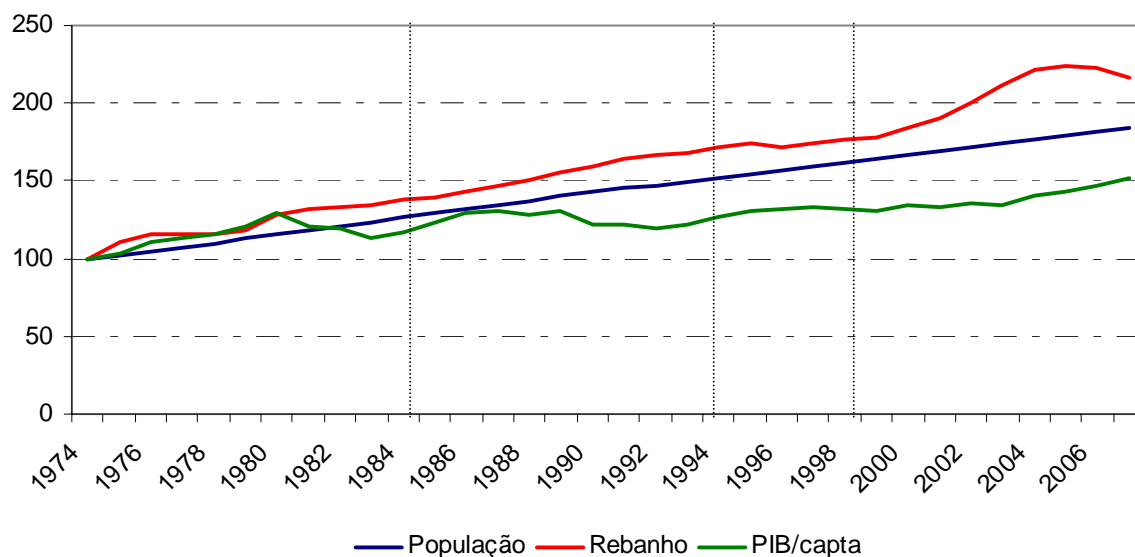


Figura 4 - Evolução do rebanho, da população e do PIB *per capita* no Brasil - 1974/2009 (base=100 em 1974)

Fonte: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística – IBGE (2009), Instituto de Pesquisa Econômica Aplicada - IPEA (2009)

O crescimento do rebanho tem se dado por algumas forças que se alteraram ao longo da recente história econômica do Brasil. Até a metade da década de 1980, o aumento do rebanho foi puxado pelo crescimento da demanda interna de carne bovina – associado ao crescimento populacional, principalmente na área urbana e o aumento de renda da população. Entre 1974 e 1985 a população brasileira saltou 30%, de 103 milhões de habitantes para 133 milhões. No mesmo modo, o consumo *per capita* anual saiu de 18 kg para 22 kg. O rebanho bovino, por sua vez, cresceu 38%, alcançando em 1985 um estoque de 128,4 milhões de cabeças.

De 1986 a 1994, às forças anteriores soma-se a concepção do boi como um ativo de reserva de valor. De acordo com De Zen e Barros (2005), diante das sucessivas trocas de moedas relacionadas aos planos heterodoxos¹ e das elevadas taxas de inflação, as quais impuseram condições de incerteza quanto à moeda nacional, o boi, com sua elevada volatilidade de preço e seu alto grau de liquidez, passou, com maior ênfase, a fazer parte da carteira de ativos dos agentes econômicos.

Nesse sentido, pesadas inversões de dinheiro passaram a ocorrer em direção à pecuária nessa época, o que contribuiu ainda mais para o aumento do estoque de animais no Brasil. Em 1994 o Brasil tinha em seus pastos um rebanho que totalizava 158 milhões de cabeças.

A partir daí se inicia uma nova fase na pecuária. Com o advento do Plano Real e a estabilização econômica, o boi perdeu relevância como com um ativo de reserva de valor e o mercado interno passou a crescer a passos mais lentos, resultado do esforço macroeconômico de controle da inflação. Conseqüentemente, os investimentos na pecuária perderam atratividade, o estoque de animais cresceu a 0,7% ao ano, muito inferior ao observado nos períodos anteriores (ver Figura 5).

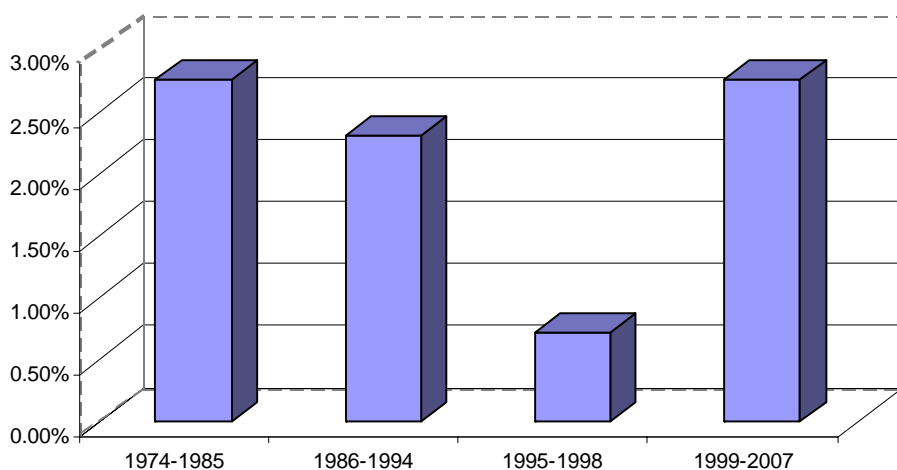


Figura 5 - Taxas anuais de crescimento do rebanho de acordo com o período.

Fonte: Elaborado com dados do IBGE (2009)

¹ Durante o governo Sarney (1986-1989) houve três diferentes planos econômicos: o Plano Cruzado, Plano Bresser e Plano Verão. Já sob a égide do governo Collor (1990-1992) foram criados os Planos Collor I e Collor II.

Contudo, a partir de 1999, diante da liberalização da política cambial, o que desvalorizou o Real, e a eclosão do caso de vaca louca na Europa, a atividade pecuária brasileira passou a ser impulsionada pela crescente participação do Brasil no mercado internacional.

Face a esse novo contexto, o rebanho bovino voltou a crescer a taxas semelhantes à observada entre 1974 e 1985, de aproximadamente 2,7%, chegando a 2007 com um plantel de 199,7 milhões de cabeças de acordo com a Pesquisa Pecuária Municipal - PPM (2008) do IBGE.

2.2.2 Reordenamento geográfico da produção

A ascensão da pecuária brasileira tem ocorrido acompanhada de uma redistribuição espacial da produção e de ganhos de produtividade oriundos da adoção novas tecnologias de manejo. No que diz respeito à localização da produção, como pode ser notado na Tabela 2 e mencionado por De Zen e Barros (2005), salienta-se a redução da participação das regiões Sul e Sudeste, a despeito da elevação do número de animais nas regiões, e aumento do rebanho nas regiões Centro-Oeste e Norte.

Até o início da década de 1970, as regiões Sul e Sudeste eram as principais áreas de produção do país. Detinham cerca de 46 milhões de animais, o que significava 58% do estoques de bovinos no Brasil. Porém, já a partir da metade da década de 1970, o Centro-Oeste passa a crescer a taxas superiores às do Sudeste e a da região Sul.

De acordo com Barros e Spolador (2007), a região Centro-Oeste, primeiramente beneficiada pela transferência da capital para Brasília e pelos baixos preços da terra, e depois pela estratégia do governo militar de intensificar a expansão da área de Amazônia Legal, recebeu um fluxo significativo de investimento em agropecuária. Como resultado, foram incorporados cerca de 2 milhões de hectares entre área agrícola e pasto ao Centro-Oeste durante a década de 1970, dos quais 42,3% foram em Goiás, 30,5% em Mato Grosso do Sul, e 21,3% em Mato Grosso, de acordo com Diniz (2006 apud BARROS; SPOLADOR, 2007). Diante disso, em 1975, o Centro-Oeste assume o posto de segunda região produtora de bovinos, puxado pelo aumento do rebanho dos Estados de Mato Grosso do Sul e Goiás.

Na década de 1980, impulsionada pelo Programa Integrado de Desenvolvimento do Noroeste do Brasil - POLONOROESTE², a pecuária do Estado do Mato Grosso também passou a crescer a passos largos, trazendo à região Centro-Oeste a condição de maior produtora de bovinos no Brasil já em 1985. Segundo o Censo Agropecuário brasileiro, essa região contava em 2006 com 53 milhões de cabeças, 32% do rebanho nacional.

² O POLONOROESTE foi executado durante os anos 1980, com recursos governamentais e do Banco Mundial, com o intuito de desenvolver a área de influência da rodovia Cuiabá-Porto Velho (BR- 364).

Tabela 2 - Evolução do rebanho bovino no Brasil por região e Estado

Regiões e Estados	Ano					
	1970	1975	1980	1985	1996	2006
Brasil	78,562	101,674	118,086	128,042	153,058	169,900
Norte	1,706	2,130	3,989	8,966	17,277	31,234
Rondônia	23	55	251	771	3,937	8,650
Acre	72	120	292	334	847	1,784
Amazonas	263	203	356	425	734	1,266
Roraima	239	246	314	306	400	573
Pará	1,044	1,442	2,730	3,479	6,080	12,808
Amapá	65	63	46	47	60	60
Tocantins*	-	-	-	3,604	5,218	6,093
Nordeste	13,806	18,041	21,506	22,391	22,842	26,033
Maranhão	1,473	1,784	2,804	3,247	3,903	5,646
Piauí	1,195	1,331	1,556	1,588	1,704	1,595
Ceará	1,713	1,949	2,354	2,475	2,382	2,125
Rio Grande do Norte	604	733	896	910	954	974
Paraíba	866	1,163	1,296	1,363	1,328	1,303
Pernambuco	1,196	1,508	1,832	1,872	1,931	2,080
Alagoas	483	640	829	756	968	914
Sergipe	617	794	996	865	941	956
Bahia	5,657	8,139	8,943	9,315	8,730	10,441
Sudeste	26,845	35,237	34,835	35,742	35,954	34,994
Minas Gerais	15,140	20,023	19,560	19,984	20,045	20,992
Espírito Santo	1,387	2,104	1,855	1,760	1,789	1,790
Rio de Janeiro	1,207	1,659	1,745	1,788	1,814	2,004
São Paulo	9,111	11,451	11,685	12,210	12,307	10,209
Sul	18,953	21,516	24,495	24,827	26,220	23,889
Paraná	4,693	6,587	7,893	8,575	9,901	9,154
Santa Catarina	1,955	2,237	2,616	2,743	3,097	3,586
Rio Grande do Sul	12,305	12,692	14	13,509	13,221	11,148
Centro-Oeste	17,252	24,750	33,261	36,116	50,766	53,750
Mato Grosso do Sul**	-	8,871	11,863	15,018	19,754	17,405
Mato Grosso	9,429	3,110	5,243	6,546	14,438	19,583
Goiás	7,793	12,728	16,090	14,477	16,488	16,684
Distrito Federal	30	40	66	76	86	78

Fonte: IBGE (1970, 1975, 1980, 1985, 1995/1996 e 2006)

* O Tocantins se tornou Estado independente do Goiás apenas em 1988 por determinação da Constituição.

** O Mato Grosso do Sul foi criado em 1977 com a divisão do Estado de Mato Grosso em duas partes.

Tabela 3 - Evolução da representatividade por região no rebanho bovino brasileiro

Brasil e Região Geográfica	Ano					
	1970	1975	1980	1985	1996	2006
Norte	2.17%	2.09%	3.38%	7.00%	11.29%	18.38%
Nordeste	17.57%	17.74%	18.21%	17.49%	14.92%	15.32%
Sudeste	34.17%	34.66%	29.50%	27.91%	23.49%	20.60%
Sul	24.12%	21.16%	20.74%	19.39%	17.13%	14.06%
Centro-Oeste	21.96%	24.34%	28.17%	28.21%	33.17%	31.64%

Ainda na década de 1980, a pecuária da região Norte começou a ganhar importância no contexto nacional. Isso ocorreu, em grande parte, especialmente em Rondônia, beneficiada pelo Polonoroeste, e no Pará. Essas áreas passaram a ser atrativas em virtude dos baixos preços da terra e a elevada rentabilidade da atividade, além das obras de infra-estrutura como as estradas Cuiabá-Porto Velho (BR-364) e Cuiabá-Santarém (BR-164), que permitiam melhor escoamento dos produtos para a região Centro- Sul do país. A região Norte é hoje caracterizada por ser um dos maiores pólos atrativos da pecuária no Brasil. Não se pode deixar de lado também a importância de Tocantins como pólo de produção pecuária.

Quanto às regiões Sul e Sudeste, apesar de nas décadas de 1970/80 elas terem perdido espaço para as outras regiões, seus respectivos plantéis de bovinos cresceram no período. No entanto, a partir da década de 1990, a competição acirrada com a elevada rentabilidade da produção de grãos, e, posteriormente, com a cana-de-açúcar, no caso do Estado de São Paulo, tem feito com que o rebanho se reduza nos últimos anos (ver Tabela 3)

Vale ainda ressaltar que as áreas do Mato Grosso do Sul e Goiás, também têm enfrentado forte concorrência com a cultura dos grãos e da cana-de-açúcar, fato que tem estimulado os produtores a deixar a pecuária em direção à agricultura.

2.3 Brasil e Argentina no comércio internacional

2.3.1 A inserção no mercado internacional

2.3.1.1 Brasil

Conforme Jank (1996 apud MIRANDA, 2001), as exportações brasileiras de carne bovina cresceram significativamente até o início da década de 1980 impulsionadas pela robusta demanda internacional, pelo fácil acesso dos pecuaristas aos créditos disponibilizados pelo governo e pelo

baixo custo de produção comparado aos praticados nos Estados Unidos e no Bloco Europeu. Ver Figura 6.

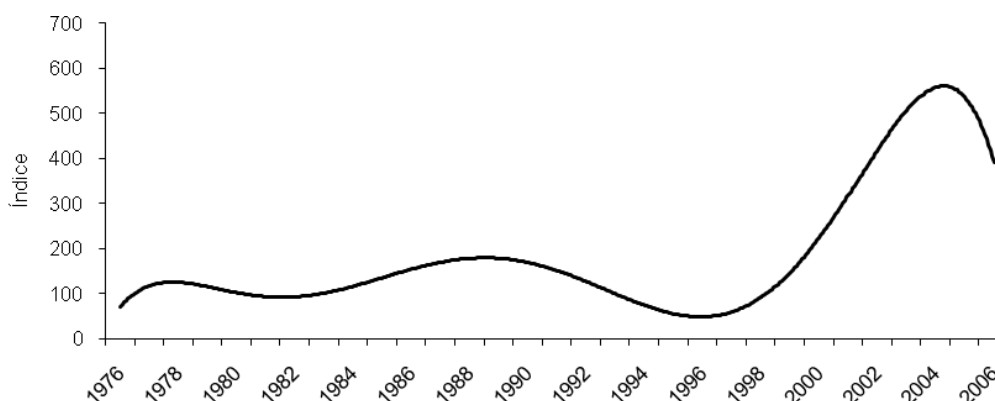


Figura 6 - Evolução do volume das exportações brasileiras de carne bovina (base=100 em 1976)

Fonte: FAO (2009)

Porém, a partir do fim dessa mesma década, essa tendência crescente das exportações se reverteu drasticamente. De acordo com Viglio (1996 apud MIRANDA, 2001), ajudam a explicar essas reduções a expansão da produção europeia e a imposição de barreiras não-tarifárias à importação.

Durante a década de 1990 esse recuo se acentuou devido à sobrevalorização do Real, após o estabelecimento do Plano Real em 1994, e pelo ganho de renda da população como resultado direto do controle da inflação, implicando uma elevação do consumo interno. Miranda (2001) destaca, também, que a maior concorrência com a carne argentina e uruguaia contribuiu para a queda das exportações.

Contudo, a partir de 1998, a redução da oferta de animais para o abate na Argentina e o surgimento da doença da vaca louca no mesmo país abriu novamente as portas do mercado exterior para a carne brasileira. Mais tarde, a desvalorização do real em 1999, a queda dos subsídios europeus à carne destinada à exportação e o foco de febre aftosa encontrado no rebanho argentino em 2000, favoreceram as exportações de carne brasileira, que voltaram a crescer de forma acelerada. Essa expansão se deu mesmo diante de focos de febre aftosa que foram encontrados em Mato Grosso do Sul e Paraná, e conseqüente embargo parcial à carne brasileira por parte de importantes países importadores, como a União Europeia e o Chile.

2.3.1.2 A Argentina

As exportações argentinas datam do início do século XX com o estabelecimento de frigoríficos de capital inglês e americano visando a abastecer os mercados de seus países. A partir desse momento, a despeito de embargos impostos, como o do próprio Reino Unido em 1965 (BUSSY; STAFFIERI, 2004)³, a venda de carnes ao exterior apresentou tendência crescente até o final da década de 1970. Ver Figura 7.

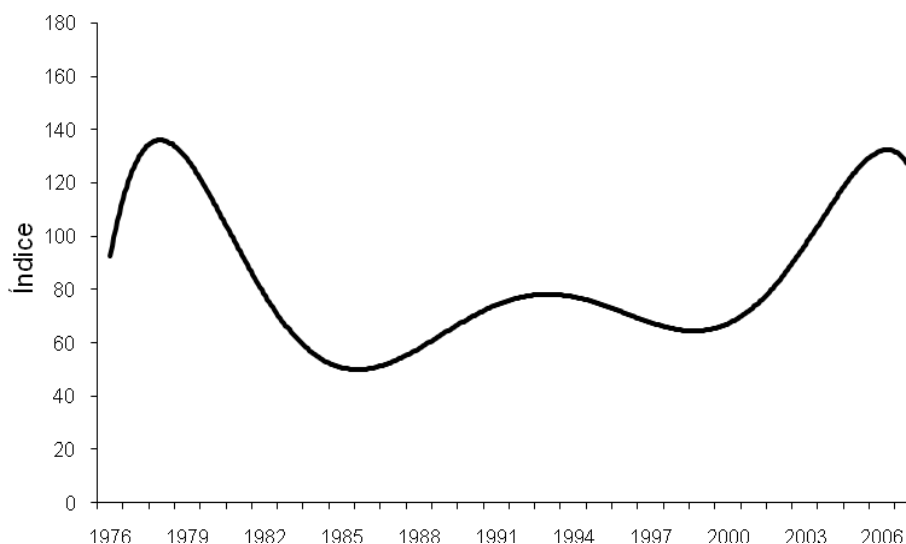


Figura 7 - Evolução das exportações argentinas de carne bovina (base=100 em 1976)

Fonte: Instituto de Promoción de la Carne Bovina Argentina – IPCVA (2009)

Na década de 1980, assim como no caso brasileiro, as exportações argentinas também foram afetadas pela adoção de políticas protecionistas por parte dos principais países demandantes de carne bovina. Nesse mesmo período, os pecuaristas da Comunidade Européia passaram a receber fortes subsídios que estimularam a produção e fizeram com que esses países, que antes eram importadores, se transformassem em exportadores.

³Maiores informações disponível em: <[http:// www.iada.org.ar/eventos/anteriores/7congresoarg-2004/.../Exportacion%20Carnes%20Argenitnas-Prof%20F%20](http://www.iada.org.ar/eventos/anteriores/7congresoarg-2004/.../Exportacion%20Carnes%20Argenitnas-Prof%20F%20)>.

Além disso, como citado anteriormente, a elevada rentabilidade da agricultura em detrimento da atividade pecuária fez com que o rebanho argentino se reduzisse, fazendo com que quantidade inferior de carne fosse disponibilizada ao mercado exterior.

Porém, a partir de 1994 as exportações argentinas voltaram a crescer graças, principalmente, ao aumento da cota Hilton para esse país e pela elevação da demanda chilena. Ressalta-se, também, que entre 1994 e 1998 houve um incremento do envio de carnes para o Brasil diante da forte valorização da moeda brasileira.

Contudo, as exportações passaram a se reduzir novamente a partir de 1996 face à redução do número de cabeças disponível para o abate e o surgimento de doenças como o mal da “vaca loca” em 1998 e febre aftosa no ano 2000.

Já a partir de 2002, com a desvalorização do peso frente ao dólar devido ao fim do plano de conversibilidade e a reabertura do comércio internacional, as exportações argentinas voltaram a crescer significativamente. Todavia, diante de medidas heterodoxas do governo em 2006 que visavam a conter a subida do preço da carne interno, as exportações foram limitadas e o crescimento nas exportações foi interrompido.

2.3.2 Parceiros comuns e os principais tipos de carnes comercializados

A despeito do relacionamento histórico entre argentinos e brasileiros, foi a partir dos anos 2000 que se observou o grande salto no comércio internacional de carne bovina para essas duas nações. É interessante notar que, nesse período, brasileiros e argentinos têm atuado em mercados semelhantes. Em 2008, por exemplo, dos 87 países que a Argentina comercializou carne bovina, 72 também adquiriram carne do Brasil. Nesse mesmo ano os brasileiros negociaram com 176 diferentes países.

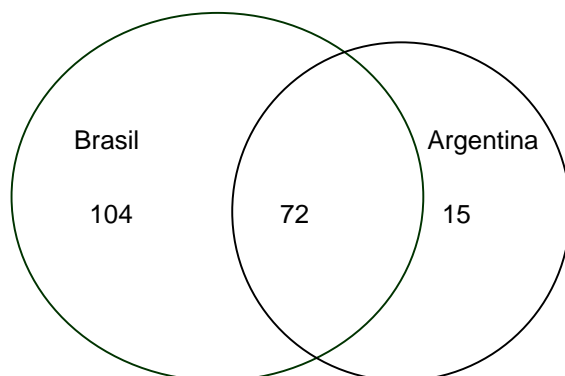


Figura 8 - Número de países parceiros comerciais de carne bovina da Argentina e do Brasil em 2008

Fonte: Brasil (2009) IPCVA (2009)

No tocante aos principais destinos, aos dez principais compradores da Argentina, que foram responsáveis por 76% das exportações (548 mil toneladas) em 2008, o Brasil exportou 647 mil toneladas ou 46% do total exportado naquele ano. Destacam-se como parceiros importantes para ambos os países a Rússia e a União Européia (EU).

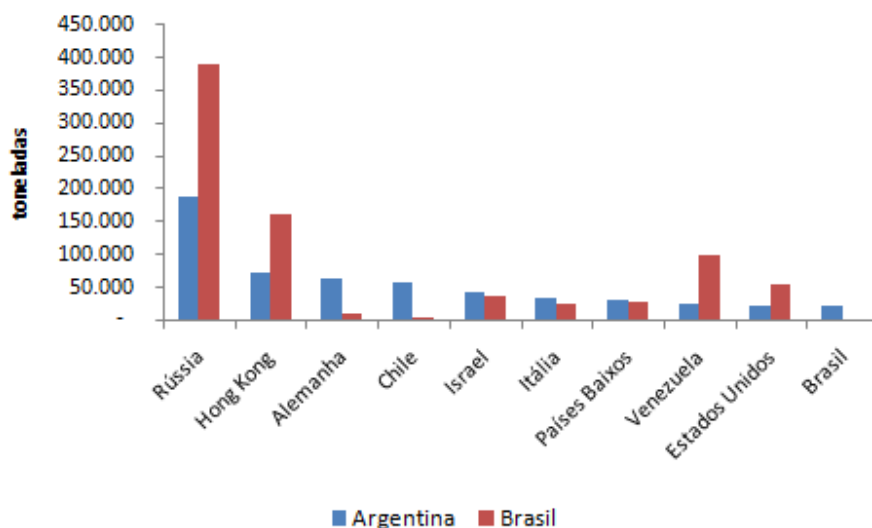


Figura 9 - Exportações argentinas e brasileiras por destino em 2008

Fonte: Brasil (2009), IPVCA (2009)

Outra característica comum dos dois países é que o principal tipo de carne exportada é do tipo *in natura*. Para a Argentina, por exemplo, a despeito das variações anuais da proporção, esse

tipo de carne foi responsável, em média, por cerca de 60% do total exportado; o restante é dividido entre miúdos e processados (ver Tabela 4). Para o caso brasileiro, a participação de carne *in natura* nas exportações é ainda maior, chegando a quase 80% (ver Tabela 5).

Tabela 4 - Evolução das exportações de carne bovina Argentina por tipo em toneladas

Tipo	2003	2,004	2005	2,006	2007	2,008
In natura	181,455	328,295	436,042	322,982	293,651	232,382
Processada	71,440	89,235	78,586	60,142	61,094	46,665
Miúdos	36,591	58,479	64,177	69,925	92,724	80,056
Total	289,487	476,009	578,805	453,049	447,469	359,103

Fonte: IPCVA (2009)

Tabela 5 - Evolução das exportações de carne bovina Brasileira por tipo em toneladas

Tipo	2003	2004	2005	2006	2007	2008
In natura		925,081	1,085,591	1,225,422	1,285,806	1,022,882
Processada		171,176	178,602	203,084	209,486	200,294
Miúdos		85,391	91,504	94,737	119,746	160,687
Total		1,181,648	1,355,697	1,523,243	1,615,038	1,383,863

Fonte: Associação Brasileira das Indústrias Exportadoras de Carnes – ABIEC (2009)

É importante ressaltar também o fluxo de comércio entre os dois países. O Brasil, a despeito da queda quantidade importada ao longo dos últimos anos, ainda se configura como o quinto parceiro comercial para os argentinos desde 2004. (ver Figura 9)

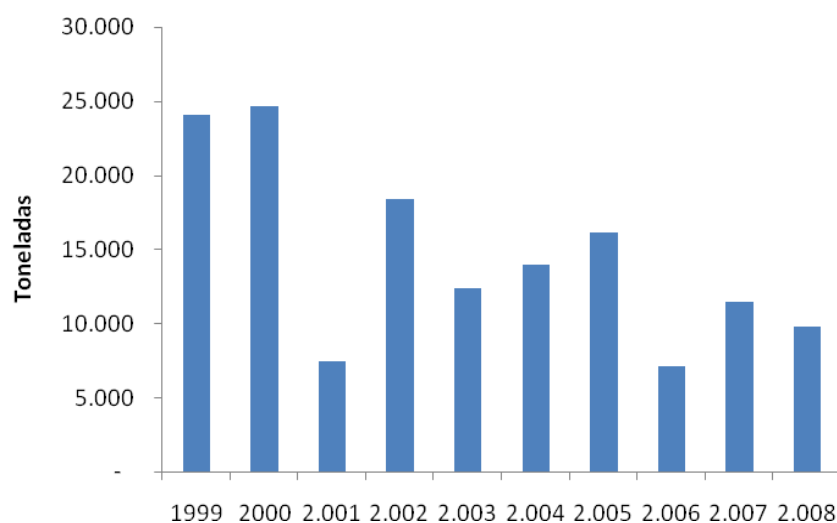


Figura 10 - Importações brasileiras de carne bovina da Argentina

Fonte: IPCVA (2009)

Já com relação à outra via de comércio, ou seja, às exportações nacionais para o país vizinho, se observa que ela é irrisória. Na verdade, entre os anos de 2002 e 2008, por exemplo, nos registros oficiais não constam envio de carne nacional para a Argentina. Contudo, para os próximos anos, diante da crise pela qual a pecuária argentina está passando, espera-se um incremento das vendas para esse país.

2.4 Relação comercial entre produtores e frigoríficos e a formação de preços

2.4.1 Brasil

De acordo com De Zen (1997), os negócios estabelecidos entre pecuaristas e frigoríficos no Brasil são intermediados por corretores, os quais podem atuar de várias formas: a) podem ser funcionários do frigorífico; b) podem ser autônomos que trabalham em escritórios dentro da própria empresa, recebendo comissão sobre o valor de compra; c) autônomos que mantêm escritório fora do frigorífico, mas são compradores exclusivos de uma empresa, ganhando comissão; d) autônomos que possuem escritório fora do frigorífico e trabalham para vários frigoríficos ao mesmo tempo e recebem comissão por isso.

Esses corretores, geralmente, transacionam com os pecuaristas obedecendo a uma escala para o abate dos animais que gira em torno de três dias, o que corresponde ao intervalo de tempo entre a compra de animal e o abate.

Quanto ao preço, em quase todas as regiões brasileiras, o boi gordo é comercializado em R\$/arroba (@), sendo que cada @ corresponde a 15 quilos de carcaça. Para entender melhor, suponha-se que um pecuarista venda a um frigorífico um boi gordo com peso vivo de 480 quilos. Quando esse boi é abatido e as vísceras são retiradas, tem-se a carcaça, a qual apresenta, por exemplo, um peso de 250 quilos. Assim, o pecuarista terá direito a receber por 16,67@ de boi. Se a @ do boi estiver cotada a R\$ 84,00, o produtor receberá R\$ 1.402,80 pela res vendida.

No tocante ao local de formação de preços do boi gordo no Brasil, tem-se que, diante de da evidência de relações bi-causais em quase todas as praças de comercialização no país, não existe um local específico que a partir dele os preços se espalham (DE ZEN, 1997). Porém, deve

ser salientado que os preços praticados no Estado de São Paulo, por ser a base para os contratos negociados na BM&Fbovespa, recebem atenção especial quando comparado aos demais locais de comércio do animal.

2.4.2 Argentina

Existem diferentes maneiras de se negociar os animais que saem da fazenda para serem abatidos nos frigoríficos argentinos. De acordo com a Oficina Nacional Control Comercial Agropecuário - ONNCA (2008), os principais modos de comercialização são os listados abaixo:

- a. Estância: relação direta entre produtor e frigorífico em que se negocia um preço por quilo vivo do animal;
- b. Estância a fixar: os atores envolvidos são os mesmos que no modo estância, só que nesse caso o preço recebido pelo produtor depende do rendimento de carcaça resultante do abate;
- c. Direta com Intervenção: é caracterizado pela presença de um comissário na relação entre o produtor e o frigorífico. O preço é definido por quilo do animal vivo;
- d. Direta com intervenção a fixar: é semelhante à venda direta com intervenção, a diferença localiza-se no modo de apreçamento, que é baseado no rendimento da carcaça após o abate;
- e. Mercado: são as operações realizadas em um mercado concentrador, como o Mercado de Liniers. Neles, os consignatários habilitados podem comprar e vender boi entre si.

Porém, ainda de acordo com a ONNCA, a despeito do centro formador de preços na Argentina ser o Mercado de Liniers, é através da modalidade estância que se negocia a maior parte dos animais que vão para o abate, cerca de 50%.

2.5 Frigoríficos brasileiros na Argentina

Outro elemento importante a ser considerado na análise das relações entre os preços do boi gordo do Brasil e Argentina são os recentes movimentos de expansão das empresas brasileiras ao mercado vizinho. Tal movimento tem ocorrido motivado pela possibilidade de

vender para mercados para os quais a carne produzida no Brasil possui alcance limitado - caso dos Estados Unidos, União Européia e países asiáticos. Além disso, essa diversificação limita riscos sanitários que os frigoríficos teriam se estivessem localizados em um só país. Dentre as empresas brasileiras, merecem destaque o caso do grupo JBS-Friboi e Marfrig, as quais detêm atualmente cerca de 15% da capacidade instalada de abate na Argentina.

A inserção do JBS-Friboi iniciou-se em 2005 quando o grupo adquiriu 3 plantas da empresa Swift Armour e 2 da Companhia Elaboradora de Produtos Alimentícios - CEPA, totalizando 5 unidades: Rosário, Venado Tuerto, Pontevedra, São José e Berazategui. Em 2007, a Swift Armour, subsidiária do JBS na Argentina, comprou os frigoríficos Consignaciones Rurales e Col Car S.A., localizado na cidade de Colonia Caroya,

No caso do Marfrig, o início de sua expansão para solos argentinos data de outubro de 2006 quando adquiriu 100% do capital da Argentina Breeders & Packers que possuía uma planta de abate na Argentina. Em 2007 anunciou aquisição de 70,51% das ações da empresa Quickfood Argentina. Ainda no mesmo ano a empresa assumiu os ativos Estancia Del Sur, Best Beef, e Myrab S.A.

Empresa Adquirente	Empresas Adquiridas	Capacidade de abate
JBS Friboi	Swift Armour, CEPA.S.A, Co-Car S.A., Co-Car S.A, Consignaciones Rurales	5 mil cabeças/dia
Marfrig	Argeinte Breeders & Packers, Quickfoods, Estancia Del Sur, Best beef, Myraba S.A.	3,9 mil cabeças dia

Quadro 1 - Frigoríficos argentinos sob controle de empresas Brasileiras

2.6 Análise dos preços do boi e da carne no Brasil e na Argentina

Com o intuito de conhecer as relações entre os preços dos dois países, aborda-se brevemente a evolução dos preços do boi em ambos a partir de 1996.

No tocante aos preços argentinos, conforme pode ser observado na Figura 11, a evolução recente da cotação do animal vivo pode ser dividida em dois grandes momentos. O primeiro, que vai até meados de 2002, é caracterizado pela presença do câmbio fixo na economia, pela crescente crise econômica e pela redução no volume exportado. A partir de 2002, a desvalorização do câmbio, o reaquecimento do mercado interno e o aumento do comércio internacional da carne fizeram com que os preços saltassem para níveis históricos, o que, posteriormente, como já discutido, foi utilizado como justificativa para a intervenção governamental nesse mercado.



Figura 11 - Evolução dos preços reais do “novillo” (IPC base setembro-09)

Fonte: IPCVA (2009)

No Brasil, os preços apresentam uma evolução com altas e baixas de acordo com a sazonalidade anual e o ciclo de produção pecuário, que em anos de preços baixos desestimulam investimento, elevando o abate de animais, que por sua vez, terá reflexo na escassez de oferta futura elevando, desse modo, os preços. Num cenário de preços atrativos, produtores voltam a

aumentar o rebanho, o que implicará em excesso de oferta no futuro e, conseqüente, depreciação dos preços.

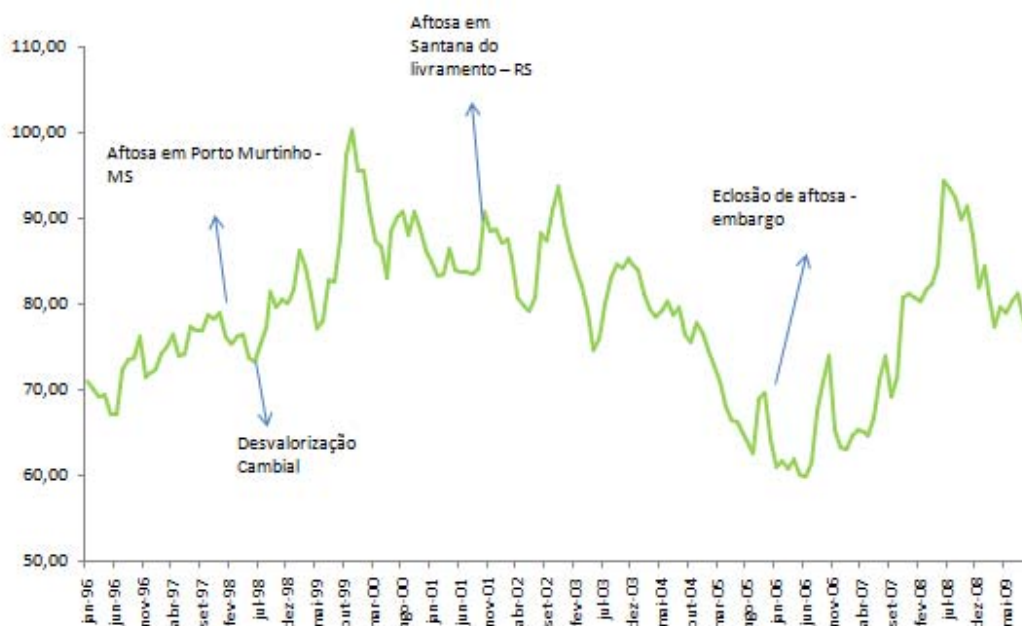


Figura 12 - Evolução da cotação real da arroba do boi gordo em R\$. (IGP-DI base setembro-09)

Fonte: Centro de Estudos Avançados em Economia Aplicada - CEPEA (2009)

Independentemente dos distintos choques sofridos pelos dois países, quando os preços do animal vivo são expressos em dólar, se observa que, no Brasil e na Argentina, eles seguem

padrões semelhantes de comportamento, suscitando a hipótese de que os níveis de preços nesses dois países seguem uma mesma tendência. (ver Figura 13).

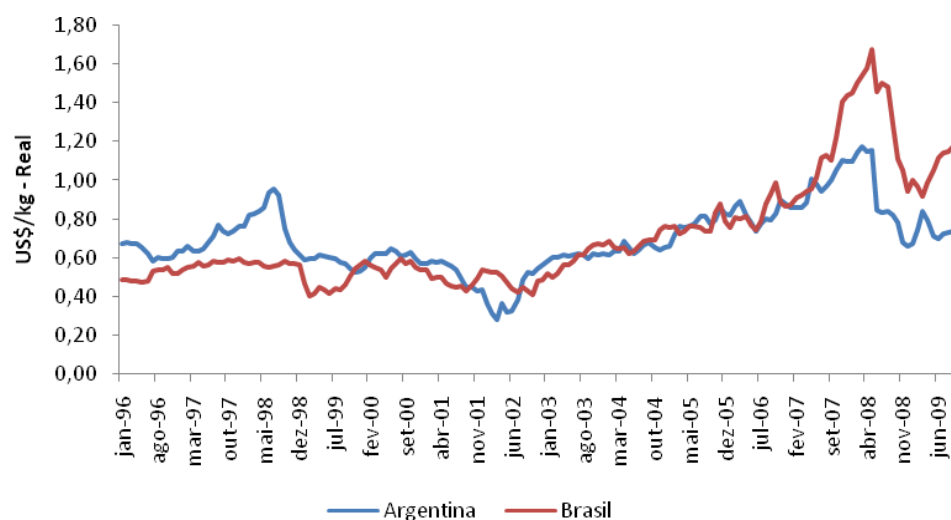


Figura 13 - Evolução dos preços reais¹ do boi vivo no Brasil e na Argentina (US\$/kg)

¹ = calculados com base na taxa de câmbio real mensal publicado pelo USDA.

3 REFERENCIAL TEÓRICO

3.1 Integração espacial de mercados

Barros (1987) define as condições para que duas regiões constituam um mesmo mercado. Basicamente, haverá comércio entre duas regiões de forma que os preços diferem por montante igual ao custo de transação entre elas – custo de transporte, de efetuar a transação, mais impostos, tarifas, etc. A condição para início do comércio é que a diferença de preços em autarquia – considerando apenas oferta e demanda locais - seja maior ou igual ao custo de transação. Iniciado o comércio, a diferença de preços tenderá a igualar-se ao custo de transação, na medida em que somente quando esta igualdade se estabelecer é que o volume transacionado deixará de crescer.

Na Figura 14 tem-se que as curvas D e S dizem respeito, respectivamente, às somas das curvas de demanda e oferta das regiões Y e X. Admitindo que o custo de transferência seja nulo, a interseção dessas duas curvas determina o preço P^* , que é o preço comum as duas regiões conjuntamente. Dado esse nível de preços, a região X produzirá uma quantidade Oa e demandará Ob , apresentando um déficit ab que será coberto pela região Y, que produzirá a quantidade $O'd$ e demandará $O'c$, tendo um superávit cd , o qual é igual a ab .

Integração espacial de mercado pode ser definida como o grau em que os preços em diferentes localidades se relacionam ao longo do tempo (PEREIRA, 2005). Isso pode fazer com que os preços sejam cointegrados estatisticamente.

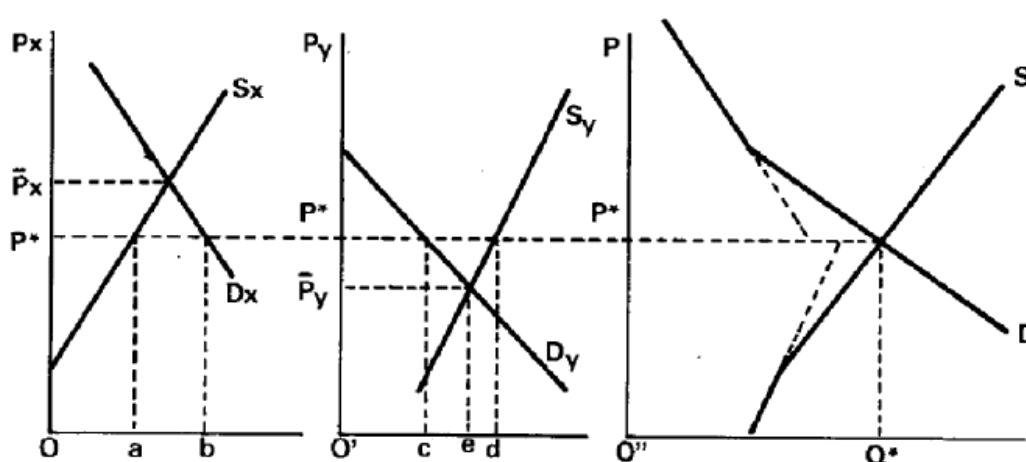


Figura 14 - Comércio regional sem custos de transferência

Fonte: Barros (1987)

Adicionalmente, esse conceito pode ser entendido como o processo pelo qual ocorre a interdependência dos preços entre mercados distintos. Pereira (2005 apud FACKLER; GOODWUIN, 2000) afirmou também que a integração espacial de mercados é o grau com que choques de oferta e demandas são transmitidos de uma região para outra.

Para que ocorra integração de mercados é necessário que as regiões participem de um sistema de comércio que envolva trocas de mercadoria e de informações. No entanto, não é condição imperativa que duas regiões comercializem fisicamente os produtos para que apresentem um alto grau de integração. Por exemplo, duas regiões A e B, que não possuem comércio entre si, mas que fornecem produtos para uma região C pode ser integradas. Dessa forma, choques podem ser transmitidos através de uma rede de comércio existente entre as regiões.

3.2 Modelos de integração regional

Como citado anteriormente, uma das estruturas que ajuda a explicar a integração de mercado entre duas regiões é a participação de ambas em um mesmo sistema de comércio. Tomem-se dois países, A e B, representados nos dois primeiros diagramas na Figura 14. No terceiro diagrama representam-se o excesso de demanda mundial (ED, demanda mundial menos oferta mundial, desconsiderando-se de ambas os países A e B) e o excesso de oferta (EO) conjunto de A e B. EO é a soma horizontal dos excessos de oferta de A e B. Se não houvesse comércio desses dois países com o resto do mundo, os preços (P_a e P_b) seriam determinados pelas respectivas curvas de oferta e demanda (Figura 15).

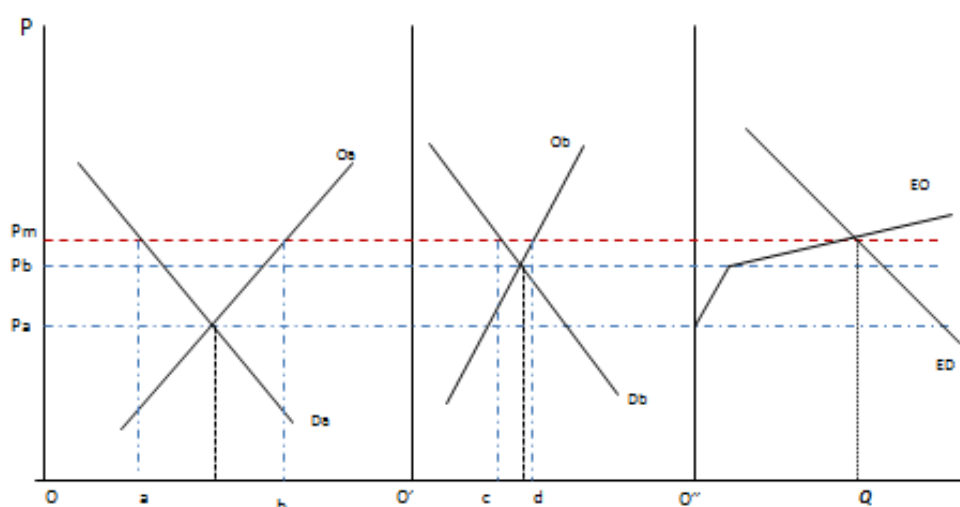


Figura 15 - Comércio de dois países com o resto do mundo

No entanto, diante do excesso de demanda internacional (ED), gerado pela diferença entre o consumo do resto do mundo e a produção, seria mais lucrativo para as duas regiões comercializarem seus produtos internacionalmente. Se tal situação ocorresse, o preço recebido pelos dois países aumentaria para P_m ao qual a soma de excesso de oferta (EO) de ambos se igualasse ao excesso de demanda do resto do mundo. Nesse novo patamar de preços, a região A apresentaria um excesso de oferta igual a ab e a região B cd , os quais somados são iguais a $O''Q$.

3.3 Trabalhos voltados à análise de integração na pecuária brasileira

Diversos estudos analisaram a integração de mercado para diferentes produtos visualizando determinar com que intensidade e duração ocorrem a transmissão de preços entre uma região e outra.

Barbosa et al. (2002) lançou mão dos testes de cointegração para avaliar a relação de longo prazo entre os preços do algodão no mercado doméstico e no internacional. O autor concluiu que os dois mercados não possuem relações de longo prazo e que a elasticidade transmissão de preços é inferior a 1, indicando que os preços internos não variam proporcionalmente às oscilações do preço internacional.

Alves (2002) ao estudar a transmissão de preços entre os produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo utilizou os testes de co-integração de Jonhansen e o método de auto-regressão vetorial com correção de erros (VEC). Os resultados, de maneira geral, apontaram para inter-relações entre os preços dos produtos analisados, já que um choque em quaisquer das variáveis impactaram as demais no mesmo sentido, principalmente após um período pequeno de tempo.

Costa (1999) avaliou a relação de preços entre o mercado interno e externo de algodão, arroz e milho na década de 90. O autor se baseou no modelo de cointegração adotando restrições nos vetores de cointegração e testou se as elasticidades transmissão dos preços entre os dois mercados igual a 1.

Chiodi (2006) ao avaliar a integração espacial no mercado de milho brasileiro também utilizou os testes de cointegração de Johansen para avaliar se existe relação de longo prazo e averiguar as elasticidades transmissão entre os preços. Adicionalmente, a autora testou os parâmetros β e α do vetor de cointegração com vistas a identificar quais são as variáveis (preços) que efetivamente participam das relações longo prazo e a velocidade como cada variável se ajusta ao desequilíbrio de curto prazo.

A autora concluiu que existem relações expressivas entre os preços do milho nos diferentes Estados do Brasil, não se rejeitando, na maioria dos casos a lei de preço único. Particularmente, essa lei se aplica a relação entre os preços dos Estados do Centro Oeste e dos Estados do Sul do Brasil.

Especificamente em relação aos trabalhos voltados à pecuária de corte, De Zen (1997) estudou a integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina entre as regiões Sudeste e Centro-Oeste do Brasil. Para tanto, foram ajustados vários modelos de causalidade Engle-Granger para se detectar a existência de relações entre os preços das diversas praças de comercialização de boi gordo e da cotação da carne no atacado da grande São Paulo. Os resultados, em seu conjunto, apontam para uma forte integração tanto entre regiões produtoras de boi como entre os níveis de produção e atacado. Essa conclusão decorre das observações de forte causalidade bidirecional entre a maioria das regiões analisadas.

Pereira (2005) avaliou se os diversos mercados brasileiros de boi gordo, localizados nos diferentes Estados da federação, são ou não interligados pelo fluxo de comércio e informações ao longo do tempo, destacando-se aspectos relacionados com extensão da integração, padrão de

relacionamento entre os mercados e o grau de integração entre as localidades. A autora se baseou no procedimento de Johansen para encontrar as localidades que são co-integradas (extensão da integração). Para estimar o padrão de relacionamento o foi utilizado o modelo de correção de erros vetorial (VEC). Já o grau de integração entre as localidades – definido pelo tempo requerido para cada localidade ajustar-se aos choques – foi obtido através dos cálculos de Perfis de Persistência.

A autora observou que 11 Estados foram integrados ao longo do período analisado. Quanto ao padrão de relacionamento, embora a autora tenha chegado à conclusão que não existia uma localidade que dominasse o comportamento do mercado, ela constatou que não havia interação perfeita entre todos os mercados. Para o grau de integração, o resultado apontou que os Estados de Goiás, Mato Grosso do Sul, Minas Gerais e Paraná foram os que se ajustaram mais rapidamente aos desequilíbrios do sistema.

Lírio, Lima e Mattos (2009) analisaram a integração entre os mercados de boi gordo do Estado de São Paulo e Minas Gerais utilizando como método o modelo de correção de erro vetorial com threshold (TVEC) com vistas a considerar os efeitos de custos de transação sem a necessidade de mensuração direta dos mesmos. Os autores concluem que os mercados são integrados e o ajustamento dos preços a eventuais mudanças nos preços relativos se dá de maneira diferenciada, dependendo da magnitude do desvio em relação ao equilíbrio de longo prazo.

Poucos estudos analisando a integração entre os mercados de boi gordo do Brasil e Argentina foram encontrados. Nesse sentido, buscou analisar trabalhos cuja temática é semelhante, porém que envolvessem outros países.

Ferreira Filho e Davalos Pelozo (2000) analisaram a influência do mercado de carne brasileiro na formação de preço da pecuária paraguaia entre julho de 1995 e dezembro de 1997. Consideraram como variáveis para a análise séries semanais de preços do boi nas regiões de Assunção, Alto Paraguay e de Amanbay. Para o Brasil consideraram os preços em Mato Grosso do Sul e o indicador ESALQ/BM&F.

Os autores utilizaram os testes de causalidade de Granjer para definir o sentido causal entre os preços e posteriormente construíram um modelo multiquacional para determinar as elasticidades transmissão de preços entre os países - em que além das variáveis já mencionadas incluíram dummies para captar o efeito sazonal do preço no Brasil (safra e entressafra). Os

resultados indicaram que existe uma relação unidirecional na transmissão de preços da pecuária bovina brasileira de corte para o Paraguai, mas as elasticidades são baixas, variando entre 0,16 e 0,26 dependendo da região considerada.

Diakosavas (1995) estudou a integração entre os mercados de bovinos de corte da Austrália e dos Estados Unidos baseando-se na análise de co-integração de Engle-Granger. Como variáveis o autor considerou os preços do boi e da vaca nos dois países entre janeiro de 1971 e fevereiro de 1993. O autor concluiu que os preços nos dois mercados são co-integrados mas sugeriu que novos trabalhos deveriam ser realizados utilizando testes de co-integração que permitem captar a presença de mais de um vetor de co-integração.

Grant (2007) avaliou se os mercados de boi gordo, boi magro e vacas para o abate dos Estados Unidos e Canadá continuavam integrados mesmo depois dos choques de comércio entre os dois países causados pela eclosão da BSE, o fechamento temporário do comércio entre os dois países e o crescimento da capacidade de abate canadense. Usando o modelo VAR descrito anteriormente por Vollrath e Hallahan (2006) o autor chegou à conclusão de que, mesmo após os eventos descritos, o mercado para os três tipos de animais entre os dois países continuaram integrados.

4 DADOS E METODOLOGIA PROPOSTA

4.1 Dados

As variáveis sugeridas para avaliar a integração entre os mercados de boi para o abate entre Argentina e Brasil assim como as fontes de obtenção seguem abaixo:

Variável	Unidade	Fonte
Preço do boi no Brasil	US\$/kg	CEPEA
Preço do Boi na Argentina	US\$/kg	IPCVA - Mercado de liniers
Preço da carne no atacado da União Européia	US\$/kg	CIRCA
Taxa de câmbio EURO	EUR/US\$	USDA

Quadro 2 - Variáveis utilizadas no modelo proposto e respectivas fontes

Levou-se em consideração os preços da carne no atacado da União Européia (EU) como proxy de uma variável que representasse o valor da carne em um mercado comum importante para os dois países. Do mesmo modo, considerou-se o taxa de câmbio de euro/dólar americano com vistas a captar o impacto do valor da moeda de nos preços brasileiros e argentinos.

4.2 Modelos econômicos

Os efeitos das variáveis taxa de câmbio euro/dólar (EUR) e preços da carne na Europa (Beef) sobre os preços do boi no Brasil e na Argentina devem ser mais bem explicados. Considere-se primeiro a variável EUR. Seu efeito depende do fator causal de suas variações. Essencialmente, trata-se da questão de se as moedas da Argentina e do Brasil tende a se relacionar com o dólar de forma análoga ao euro: uma desvalorização do euro em relação ao dólar tende a ser acompanhada pelo peso e pelo real? Um aumento de EUR, por exemplo, significa uma valorização do dólar, o que levaria a uma queda na demanda européia por carne e a menores preços em dólares nos países exportadores. Esse movimento pode ser mais bem visualizado na Figura 16 em que a desvalorização do euro deslocaria a curva de demanda por carne importada de E_d para E_d' , o que causaria uma queda do preço da carne em dólar dos países

exportadores de P para P' . Se nesses países mantiver-se a paridade com o dólar, os preços da carne em moeda local devem cair. Se, por outro lado, as moedas locais também perderem valor (em relação ao dólar) a exemplo do que passou com o euro, os preços nessas moedas poderão ser pouco afetados.

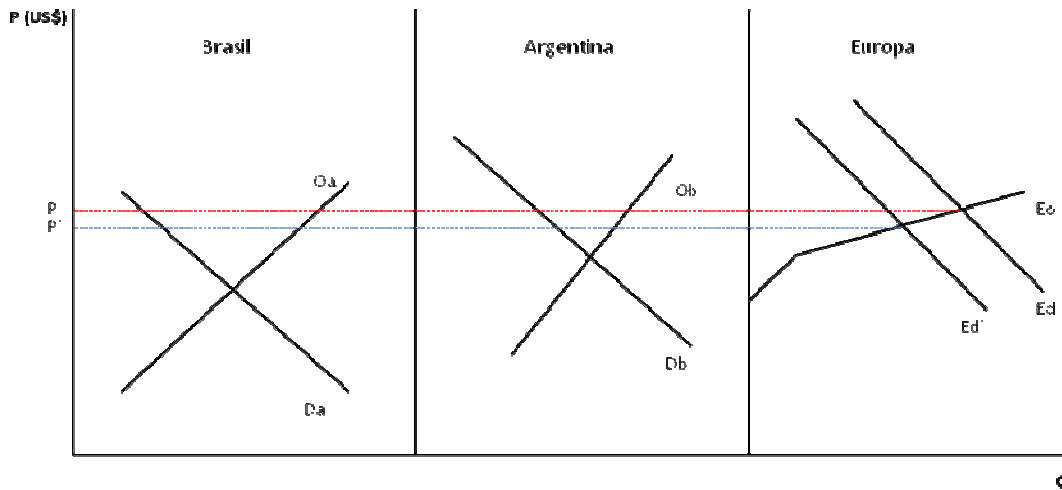


Figura 16 - Movimento dos preços da carne em dólares em países exportadores diante da desvalorização da taxa de câmbio euro/dólar

Imagine-se agora um aumento nos preços da carne (Beef) no atacado da União Européia. Esse aumento pode advir de um crescimento na renda européia (ou queda na sua produção), por exemplo, o que tenderia a aumentar a demanda por importações e a elevar os preços internacionais e dos países exportadores. A Figura 17 ilustra graficamente esse movimento, ou seja, um aumento da renda ou redução da produção elevaria a demanda por carne importada de E_d para E_d' o que aumentaria o preço de P para P' .

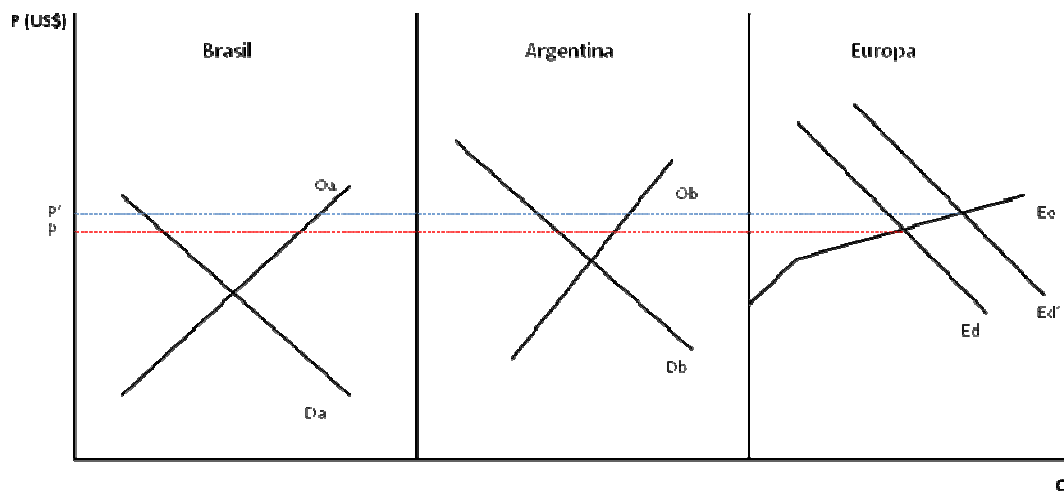


Figura 17 - Movimento dos preços da carne em dólares em países exportadores diante de um aumento de renda ou redução da produção

Outra hipótese é que o aumento de preços da carne na Europa resulte de imposição de barreiras ao comércio a um dos países ou a ambos. Se a barreira voltar-se contra somente um dos países, a Argentina, por exemplo, o preço nesse país tenderá a cair enquanto o do outros fornecedores (Brasil e outros) poderia se elevar. Conclui-se que não há uma hipótese predominante no caso de mudanças oriundas do mercado europeu. Ou seja, os resultados que vierem a ser obtidos servirão como referência para possíveis conjecturas a respeito do comportamento do mercado.

Com respeito a impactos recíprocos nos preços de Brasil e Argentina, Barros (1987) reporta elasticidades de transmissão de preços entre dois mercados. A elasticidade de transmissão de preços do país j para o país i (ε_{pipj}) seria dada por:

$$\varepsilon_{pipj} = \frac{e_{bi}}{k_{ai}e_{bi} + k_{bi}e_{ai}}$$

onde k_{ai} e k_{bi} são as parcelas dos custos do boi e dos custos de transação – ou seja, dos insumos de comercialização - na formação do preço de exportação do país i ; e e_{ai} e e_{bi} são as elasticidades de oferta do boi e dos insumos de comercialização no país i . Percebe-se que $\varepsilon > 0$, uma vez que admite-se que ambas as elasticidades de oferta sejam positivas.

Deduz-se ainda que a transmissão será tanto maior quanto menor for a relação $\frac{e_{ai}}{e_{bi}}$ ⁴, ou seja, quanto menor a elasticidade da oferta de boi em relação à oferta dos insumos de comercialização no país exportador, o que significa que maiores estímulos de preços tem de ser dados aos pecuaristas para atender determinado aumento no volume exportado. No caso específico do comércio de carne bovina entre Argentina e Brasil, pode importar o fato de que o Brasil, além de contar com maior mercado interno, possui um mercado externo mais diversificado. Isso significa que, por esse aspecto, a oferta de bois do Brasil para a Argentina é mais elástica do que a oferta deste país para o Brasil.

No tocante ao período a ser estudado, *a priori* tinha-se como idéia iniciar a análise em 2002, pois foi a partir desse período que o Brasil e a Argentina aumentaram significativamente a participação no mercado internacional de carne bovina. No entanto, a obtenção da variável preço da carne no atacado da União Européia só foi possível a partir de janeiro de 2003.

Nesse sentido, o estudo levará em conta os valores mensais para cada variável sugerida acima desde janeiro de 2003 até setembro de 2009.

4.3 Procedimentos

A metodologia proposta se inicia com os testes de raiz unitária das séries com vistas a avaliar a estacionariedade das mesmas, já que a utilização de variáveis não estacionárias conduziriam a resultados espúrios (Gujarati, 2006).

Após esse procedimento, aplica-se o modelo de Auto-regressão Vetorial (VAR) com a análise da função impulso resposta e decomposição da variância dos erros de previsão.

A seguir são descritos os testes para a detecção de raiz unitária e construção do modelo VAR ou VEC.

⁴ Notar que $\varepsilon = k_a + k_b \frac{e_a}{e_b}$

4.3.1 Teste de raiz unitária

A realização de testes de raiz unitária visa a identificar se as séries em questão são estacionárias, ou seja, com média e variâncias constantes ao longo do tempo. O procedimento seguido neste trabalho é o sugerido por Enders (1995) que tem, como base, o teste de Dickey-Fuller.

Em linhas gerais, conforme Alves (2002), o procedimento seqüencial de Enders (1995) é:

1. estimar um modelo auto-regressivo com defasagens determinadas pelos critérios de Akaike e Schwarz, na forma geral expresso pela equação (1).

2.

$$\Delta x_t = \alpha + \beta \cdot t + \gamma \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \cdot \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

3. utilizando a estatística τ_τ , proposta por Dickey & Fuller (1981), testa-se a hipótese de que $\gamma = 0$. No caso dessa hipótese ser rejeitada, utiliza-se a estatística $\tau_{\beta\tau}$ para testar a hipótese de $\beta = 0$ que, no caso de ser rejeitada, leva ao teste de $\gamma = 0$, novamente, mas considerando-se a distribuição normal.
4. se não for rejeitada a hipótese de $\beta = 0$, assume-se um novo modelo sem tendência, mas com intercepto, conforme a equação (2):

$$\Delta x_t = \alpha + \gamma \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \cdot \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2)$$

5. da auto-regressão de (2), testa-se a hipótese de $\gamma = 0$ utilizando-se a estatística τ_μ . A não rejeição dessa hipótese leva ao teste de que $\alpha = 0$, considerando-se a estatística $\tau_{\alpha\mu}$ sendo que, dada mais uma rejeição da hipótese, testa-se $\gamma = 0$ com a distribuição normal.
6. em caso de não se rejeitar a hipótese de $\alpha = 0$, estima-se um modelo auto-regressivo sem intercepto e tendência, conforme a equação (3):

$$\Delta x_t = \gamma \cdot x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \lambda_i \cdot \Delta x_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

7. então testa-se a hipótese de que $\gamma = 0$ com base na estatística τ . Se for aceita essa hipótese, então conclui-se que o processo gerador da série possui raiz unitária, e a série será trabalhada nas diferenças e não em nível.

4.3.2 Vetor Auto-Regressivo - VAR

Um modelo VAR descreve os movimentos dinâmicos das variáveis endógenas através de seus próprios valores passados. A partir de Enders (2004), expressa-se um sistema bivariado simples:

$$y_t = b_{10} + b_{12}z_t + \gamma_{11}y_{t-1} + \gamma_{12}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (4)$$

$$z_t = b_{20} + b_{21}y_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (5)$$

Supõe-se que y_t e z_t são estacionários; ε_{yt} e ε_{zt} são seqüências de distúrbios do tipo ruído branco com erro-padrão de σ_y e σ_z não-correlacionados.

Contudo, as equações (4) e (5) são a forma estrutural ou modelo primitivo do VAR, em que y_t tem efeito contemporâneo em z_t e z_t tem efeito contemporâneo em y_t . Na forma matricial as duas equações seriam:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (6)$$

ou,

$$Bx_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

em que B é conhecida como matriz de relações contemporâneas. Pré-multiplicando por B^{-1} , obtém-se o VAR na forma padrão:

$$x_t = A_0 + A_1 x_{t-1} + e_t \quad (8)$$

que na forma de equações seria:

$$y_t = a_{10} + a_{11}y_{t-1} + a_{12}z_{t-1} + e_{1t} \quad (9)$$

$$z_t = a_{20} + a_{21}y_{t-1} + a_{22}z_{t-1} + e_{2t} \quad (10)$$

em que:

$$A_0 = B^{-1}\Gamma_0 = B^{-1} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} \quad (11)$$

$$A_1 = B^{-1}\Gamma_1 = B^{-1} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t = B^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (13)$$

Desde que $e_t = B^{-1} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$, os resíduos do VAR na forma padrão incorporam as relações

contemporâneas, e pode-se escrever e_{1t} e e_{2t} como:

$$e_{1t} = \frac{(\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt})}{(1 - b_{12}b_{21})} \quad (14)$$

$$e_{2t} = \frac{(\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt})}{(1 - b_{12}b_{21})} \quad (15)$$

Porém, não é possível identificar todos os parâmetros do modelo primitivo através da estimação deste VAR, pois as equações a serem estimadas (4) e (5) contêm seis coeficientes ($a_{10}, a_{20}, a_{11}, a_{12}, a_{21}, a_{22}$) e os valores calculados $\text{var}(e_{1t})$, $\text{var}(e_{2t})$ e $\text{cov}(e_{1t}, e_{2t})$, o que soma

nove parâmetros, enquanto que o sistema primitivo contém 10 parâmetros, que são os coeficientes $(b_{10}, b_{20}, \gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{21}, \gamma_{22}, b_{12}, b_{21})$ e os erros-padrões σ_y e σ_z .

Uma maneira de identificar o modelo é utilizar um sistema recursivo que através de restrições na matriz de relações contemporâneas. Enders (2004) utiliza a restrição $b_{21} = 0$ de forma que as equações (14) e (15) tornam-se:

$$e_{1t} = \varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt} \quad (16)$$

$$e_{2t} = \varepsilon_{zt} \quad (17)$$

Ao utilizar este recurso, impõe-se a restrição de que y_t não tem relação contemporânea com z_t . A equação (16) indica que choques ε_{yt} e ε_{zt} afetam contemporaneamente y_t , porém, pela equação (17), observa-se que somente o choque ε_{zt} afeta z_t . Com essa restrição ($b_{21} = 0$), a decomposição dos resíduos torna-se uma matriz triangular conhecida como Decomposição de Choleski. Segundo Enders (2004), para generalizar esse resultado, considera-se um modelo VAR com n variáveis. A identificação exata exige que $(n^2 - n)/2$ restrições sejam impostas na forma estrutural.

4.3.3 Função impulso-resposta

A função impulso-resposta do modelo VAR é escrita a partir de uma representação média-móvel em que as variáveis y_t e z_t são expressas em termos dos valores correntes e passados de e_{1t} e e_{2t} , permitindo que seja traçado o caminho de vários choques sobre as variáveis do sistema. A representação média-móvel tem a forma:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i} \quad \text{em que } \mu = [\bar{y} \quad \bar{z}] \quad (18)$$

Na forma VAR-padrão seria:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (19)$$

Colocando a expressão em termos das seqüências $\{\varepsilon_{yt}\}$ e de $\{\varepsilon_{zt}\}$, seria:

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{y} \\ \bar{z} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (20)$$

ou na forma compacta:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \quad (21)$$

Os coeficientes de ϕ_i podem ser utilizados para gerar os impactos de ε_{yt} e ε_{zt} sobre as seqüências $\{y_t\}$ e $\{z_t\}$. São, portanto, conhecidos como multiplicadores de impacto. Desta forma, $\phi_{12}(0)$ é o impacto instantâneo da mudança de uma unidade em ε_{zt} sobre y_t e $\phi_{12}(1)$ é a resposta um período a frente de uma mudança unitária de ε_{zt-1} sobre y_t .

4.3.4 Decomposição da variância

Conforme Enders (2004), o entendimento das propriedades dos erros de previsão é importante para se estabelecer as inter-relações entre a variáveis no sistema. Observando somente a seqüência $\{yt\}$ pode se verificar que o erro de previsão n períodos a frente é dado por

$$\begin{aligned} y_{t+n} - E y_{t+n} &= \phi_{11}(0) \varepsilon_{y,t+n} + \phi_{11}(1) \varepsilon_{y,t+n-1} + \dots + \phi_{11}(n-1) \varepsilon_{y,t+1} + \\ &+ \phi_{12}(0) \varepsilon_{z,t+n} + \phi_{12}(1) \varepsilon_{z,t+n-1} + \dots + \phi_{12}(n-1) \varepsilon_{z,t+1} \end{aligned} \quad (22)$$

E a variância do erro de previsão de $yt+n$ para n períodos a frente é:

$$\begin{aligned} \sigma_y(n)^2 = & \sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2] + \\ & + \sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2] \end{aligned} \quad (23)$$

Como todos os valores são não negativos, a variância do erro de previsão é crescente em relação a n. Adicionalmente, é possível separar a variância do erro de previsão em proporção a cada choque ε_{yt} e ε_{zt} , respectivamente:

$$\frac{\sigma_y^2 [\phi_{11}(0)^2 + \phi_{11}(1)^2 + \dots + \phi_{11}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (24)$$

e

$$\frac{\sigma_z^2 [\phi_{12}(0)^2 + \phi_{12}(1)^2 + \dots + \phi_{12}(n-1)^2]}{\sigma_y(n)^2} \quad (25)$$

Desse modo, é possível conhecer a proporção dos movimentos na série $\{yt\}$ devida ao seu próprio choque ou ao choque em outra variável ε_{zt} . E ainda, se o choque em ε_{zt} não explicar em nada a variância do erro de previsão para a sequência $\{yt\}$ em qualquer que seja o horizonte de previsão, diz-se que a sequência $\{yt\}$ é exógena, ou seja, $\{yt\}$ evolui independentemente dos choques ε_{zt} e da sequência $\{zt\}$.

4.3.5 Cointegração e correção de erro

Se uma série é não estacionária, a tendência estocástica pode ser eliminada através da diferenciação. Para os casos de estimação de VAR contendo variáveis não estacionárias, é possível que haja combinações lineares estacionárias para variáveis integradas de mesma ordem, ou seja, relações de equilíbrio de longo prazo que devem ser incluídas no modelo para evitar erros de especificação.

Em uma análise formal, Engle e Granger (1987) iniciam considerando um conjunto de variáveis econômicas em equilíbrio de longo prazo quando:

$$\beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt} = 0 \quad (26)$$

em que β e x_t representam os vetores $(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ e $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$. O sistema está em equilíbrio de longo prazo quando $\beta x_t = 0$. Os desvios do equilíbrio de longo prazo são chamados erros de equilíbrio e são representados como:

$$e_t = \beta x_t \quad (27)$$

Uma vez que são desvios de uma relação de equilíbrio de longo prazo e, portanto, de caráter temporário, e_t é estacionário. Segundo Enders (2004), os componentes do vetor $(x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{nt})$ são cointegrados de ordem b , d ou $x_t \sim CI(d, b)$ se todos os componentes do vetor forem integrados de ordem d e, se existir um vetor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ de forma que haja uma combinação linear $\beta x_t = \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_n x_{nt}$, sendo integrado de ordem $(d-b)$ em que $b > 0$. Neste caso, o vetor β é chamado de vetor de cointegração.

Sabe-se que no curto prazo as variáveis cointegradas sofrem desvios da relação de longo prazo. Segundo Enders (2004), sem uma especificação dinâmica do modelo, não é possível determinar de que maneira ocorrerá o ajuste. Este problema seria resolvido através da aplicação de um modelo de correção de erro, de forma que o desvio do período anterior seja corrigido.

Sendo assim, o primeiro procedimento é o de verificação da estacionariedade das séries através do Teste de Dickey e Fuller. Se a ordem de integração das séries diferirem, automaticamente é possível concluir que as séries não são cointegradas. Se o Teste de Dickey e Fuller acusar que as séries são $I(1)$, o próximo passo é verificar se as séries são cointegradas.

Para tanto, o método utilizado é o de Johansen (1988) para verificar a cointegração quando há mais de duas séries, sendo este uma versão multivariada do método de Engle e Granger para a detecção de cointegração para duas variáveis. Este método consiste na utilização de estimadores de máxima verossimilhança para testar a presença e estimar vetores de cointegração. Este procedimento está centrado na relação existente entre o *rank* de uma matriz e suas raízes características.

Considere o caso de n -variáveis:

$$x_t = A_1 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (28)$$

$$\Delta x_t = A_1 x_{t-1} - x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (29)$$

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (30)$$

em que x_t e ε_t são vetores ($n \times 1$); A_1 é a matriz de parâmetros ($n \times n$); π é definido como $(A_1 - I)$.

O *rank* de π é igual ao número de vetores cointegrantes. Supondo que $\pi = 0$, não há combinações lineares de $\{x_{it}\}$ que sejam estacionários e, portanto, as variáveis não são cointegradas.

Para conhecer o número de vetores cointegrantes, verifica-se a significância das raízes características de π . O teste para verificar o número de raízes características que são não significativamente diferentes de zero é realizado através da estatística $\lambda_{\text{traço}}$:

$$\lambda_{\text{traço}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (31)$$

em que $\hat{\lambda}$ são os valores estimados das raízes características obtidos através da estimação da matriz π e T é o número de observações. Para a verificação do número de defasagens necessárias no modelo multi-equacional, o critério utilizado é o SC – Schwarz Criterion.

Após determinar o posto da matriz π , que corresponde ao número de relações de cointegração, restringe-se a matriz – conforme o número de relações de cointegração encontradas – para construir o modelo de correção de erros.

O termo de correção de erro é dado por :

$$\alpha\beta' x_{t-1}$$

Se for observado apenas um vetor de cointegração, terá dimensão $(1 \times n)$ ou $(1 \times n + 1)$ se ele incluir constante.

5 RESULTADOS

Para a realização dos testes foram tomados os logaritmos das variáveis, sendo que a partir desse tópico elas passarão a ser reconhecidas da seguinte maneira:

Variáveis	Nome
Preço do Boi no Brasil	LBRA
Preço do boi na Argentina	LARG
Preço da carne na União Européia	LBEEF
Taxa de câmbio (Euro/US\$)	LEUR

Quadro 3 - Nomeação das variáveis do modelo.

5.1 Teste de raiz unitária

Foram realizados testes de raiz unitária (Dickey Fuller Aumentado) para verificar a ordem de integração das variáveis em questão. Para tanto, o primeiro passo foi determinar o número de defasagens a serem incluídas no modelo através dos critérios AIC e SBC de modo a eliminar a auto-correlação dos resíduos.

Conforme pode ser observado na Tabela 6, as variáveis LARG e LEUR são descritas por um processo auto-regressivo de ordem um $AR(1)$, já a série LBRA por um processo $[AR(6)]$ e a série LBEEF por um $AR(0)$.

Após a identificação do processo auto-regressivo, realizou-se o teste de Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Tais resultados podem ser observados na tabela 6 e indicam que os elementos deterministas, tendência e constante, não devem ser incluídos no modelo construído com a finalidade de testar a presença de raiz unitária e que as séries não são estacionárias em nível.

Diante disso, repetiram-se os testes com as séries na primeira diferença e os resultados apontam que as variáveis são integradas de ordem um $[I(1)]$ e, portanto, na especificação do modelo VAR devem ser consideradas na primeira diferença.

Tabela 6 - Resultados do teste de raiz unitária

<i>Valor de P-1</i>	<i>Modelo 1</i>				<i>Modelo 2</i>	
	t_t	t_{bt}	t_m	t_{am}	t	t
1	-1.31426	0.03451	-1.74227	-1.17353	-1.35135	-6.86052*
6	0.85411	-1.01156	-1.27397	0.60544	-1.65187	-3.73783*
1	1.38296	0.65684	-2.06883	-2.29996	0.43586	-6.4353*
0	-2.99322	2.3511	-1.88056	1.99318	0.82953	-5.66783*

Fonte: Dados da pesquisa.

*Significativo ao nível de 5% de significância [valores críticos em Fuller (1976) e Dickey-Fuller (1981)].

5.2 Teste de cointegração (Johansen)

Após verificar que as variáveis são integradas de mesma ordem, foi realizado o teste de cointegração proposto por Johansen para analisar as relações de longo prazo entre elas. O número de defasagens utilizado foi definido de acordo com o critério de AIC e SC para uma versão multiquacional.

Quanto à definição dos termos deterministas incluídos no modelo, eles foram apurados através da inspeção gráfica das séries originais e dos resíduos dos modelos alternativos ajustados, o que levou a inclusão da constante e tendência fora do vetor. Optou-se também por inserir uma constante dentro do vetor de cointegração já que ela se mostrou significativa quando avaliada através da distribuição χ^2 . Os resultados dos testes de cointegração são apresentados na Tabela 7 e indicam a existência de apenas 1 vetor de co-integração.

Tabela 7 - Resultados do teste de cointegração de Johansen sobre as séries em estudo

<i>Hipótese Nula</i>	<i>Hipótese Alternativa</i>	λ traço	<i>Valores críticos 5%</i>
$R = 0$	$r > 0$	61.021	53.945
$R \leq 1$	$r > 1$	25.767	35.07
$R \leq 2$	$r > 2$	13.708	20.164
$R \leq 3$	$r > 4$	4.187	9.142

Fonte: Dados da pesquisa.

5.3 Modelo de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro - VEC

Nesta seção são apresentados os principais resultados do modelo proposto no presente estudo. Inicialmente têm-se os parâmetros da matriz de relações contemporâneas, em seguida é avaliada a decomposição da variância dos erros de previsão com vistas a determinar o poder explicativo de cada variável em outra. Por fim, analisou-se a função impulso-resposta objetivando avaliar a evolução das variáveis do sistema frente a choques não-antecipados.

5.3.1 Matriz de relações contemporâneas

Neste tópico são apresentados os resultados do ajustamento do modelo VEC considerando apenas a influência contemporânea que os preços do boi na Argentina e no Brasil sofrem deles mesmos e dos preços da carne no atacado na União européia e do valor do euro em relação ao dólar. Essas relações podem ser mais bem visualizadas na matriz de relações contemporâneas ilustrada abaixo.

	<i>LARG</i>	<i>LBRA</i>	<i>LEUR</i>	<i>LBEEF</i>
<i>LARG</i>	1	1	1	1
<i>LBRA</i>	1	1	1	1
<i>LEUR</i>	0	0	1	0
<i>LBEEF</i>	0	0	0	1

Figura 18 - Matriz de relações contemporâneas

Os resultados obtidos encontram-se organizados na Tabela 8. Como pode ser observado nenhum dos coeficientes foi estatisticamente significativo. Não se pode ignorar, porém, que o impacto imediato de mudanças no preço no Brasil sobre o preço na Argentina (0,664) é muito superior ao seu recíproco (variação na Argentina sobre o Brasil, que é de 0,043). Isso sugere – como discutido em 4.2 - que a oferta de bois na Argentina é relativamente menos elástica do que no Brasil; dessa forma maior parte da elevação de preço no Brasil vai ao produtor argentino do que vai ao produtor brasileiro quando o aumento de preço começa na Argentina.

Tabela 8 - Coeficientes estimados da matriz de relação contemporânea através de um vetor de correção de erros

<i>De</i>	<i>Sobre</i>	<i>Coeficientes estimados</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>Valor t</i>
LBRA	LARG	0.664	0.57	0.116
LARG	LBRA	0.043	0.815	0.054
LEUR	LARG	0.116	0.249	0.466
LEUR	LBRA	-0.066	0.308	-0.214
LBEEF	LARG	0.0506	0.206	0.245
LBEEF	LBRA	-0.14167	0.232	-0.609

Fonte: Dados da pesquisa.

Observa-se ainda que um aumento, por exemplo, no valor dólar em relação ao euro tende a elevar o preço do boi na Argentina, mas a reduzi-lo no Brasil. Em ambos os casos, o efeito não é grande, mas é bem pequeno no caso do Brasil. Esse resultado sugere que as variações na taxa cambial euro/dólar refletem-se tanto no peso argentino como no real. Neste último, a relação seria mais intensa, de sorte a haver efeito menor e levemente contrário ao havido no câmbio. Assim, uma valorização do dólar em relação ao euro parece trazer efeito correspondente na relação dólar/ real. No caso do peso, a relação é menos intensa, podendo ocorrer certa queda no peso em relação ao euro, quando o dólar sobe.

Finalmente, observa-se que elevações do preço da carne na Europa tende a aumentar levemente os preços na Argentina e reduzir no Brasil. Como já se discutiu, em mercados competitivos, tal resultado não poderia ser observado. Barreiras comerciais, por exemplo, seriam uma explicação para movimentos em sentidos opostos nos preços do país importador *vis a vis* países exportadores. Tais barreiras, quando impostas, tendem a reduzir a oferta total do país, provocando alta no preço doméstico, e tendem a reduzir as compras externas, causando queda de preços nos países exportadores.

5.3.2 Decomposição da variância dos erros de previsão

Como discutido no tópico referente aos procedimentos metodológicos, a metodologia VAR possibilita avaliar o poder explanatório de cada variável do modelo sobre as demais através da decomposição da variância dos erros de previsão. Nas Tabelas 9 e 10 são apresentadas as referidas decomposições para os preços do boi na Argentina e Brasil. Quanto às demais variáveis,

são consideradas, por pressuposição, exógenas nos modelos empregados. Conforme pode ser observado na Tabela 9, movimento nos preços do boi na Argentina é explicado em grande parte por ele mesmo. Porém, a partir do segundo mês o preço do boi no Brasil passa a influenciar o preço argentino em cerca de 5% e a partir do quarto mês o valor do euro passa a explicar, em média, 18%.

No caso brasileiro, como pode ser notado na Tabela 10, o preço do boi nos primeiros dois períodos é muito pouco influenciado por outras variáveis. No entanto, a partir do terceiro período o valor do euro e o preço da carne no atacado da EU passam a exercer influência, com impactos de 14% e 6%, em média, respectivamente. O preço do boi na Argentina, por outro lado, possui impacto insignificante nos preços do Brasil.

Tabela 9 - Decomposição da variância do erro de previsão para o preço boi vivo na Argentina

<i>Meses</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>DLARG</i>	<i>DLBRA</i>	<i>DLEUR</i>	<i>DLBEEF</i>
1	0.03682115	98.806	0.629	0.462	0.104
2	0.03880173	90.732	5.142	2.211	1.915
3	0.04103635	89.565	5.442	3.238	1.755
4	0.04620877	75.507	4.46	15.753	4.28
5	0.04683518	73.734	5.144	16.858	4.264
6	0.04762557	73.012	4.996	17.869	4.124
7	0.0483672	71.016	5.23	19.222	4.533
8	0.04853757	70.987	5.31	19.105	4.598
9	0.04874018	70.689	5.331	19.42	4.56

Fontes: Dados da pesquisa.

Tabela 10 - Decomposição da variância do erro de previsão para o preço boi vivo no Brasil

<i>Meses</i>	<i>Desvio padrão</i>	<i>DLARG</i>	<i>DLBRA</i>	<i>DLEUR</i>	<i>D</i>	<i>LBEEF</i>
1	0.04416727	0.132	98.945	0.095	0.828	
2	0.04774578	0.217	90.973	7.815	0.994	
3	0.05041829	0.527	82.127	13.339	4.007	
4	0.05109956	0.908	81.01	12.987	5.095	
5	0.05155858	0.908	79.574	13.669	5.848	
6	0.05189656	0.925	78.589	14.012	6.474	
7	0.05201878	1.114	78.249	14.114	6.523	
8	0.05207441	1.112	78.082	14.245	6.561	
9	0.05209729	1.155	78.017	14.232	6.595	

Fontes: Dados da pesquisa.

5.3.3 Análise da função impulso-resposta

Conforme mencionado anteriormente, o método de Autorregressão Vetorial permite a obtenção das funções resposta diante de impulsos em determinadas variáveis. Tais funções possibilitam a análise da evolução das variáveis do sistema frente a choques não antecipados.

A Figura 19 mostra as respostas acumuladas das variáveis a um choque não-antecipado de 1% no preço do boi na Argentina. Observa-se que o impacto mais expressivo é no próprio preço argentino, sendo que no segundo mês após o choque o preço sobe 0,14%, nos dois meses seguintes cai cerca de 0,6% e volta a subir no 5º e 6º mês, onde se estabiliza em patamar de preços 0.7% superior ao antes do choque.

Especificamente em relação ao efeito do choque no preço do Brasil, tem-se que ele é relativamente pequeno, apresentando sinais positivos e negativos até se estabilizar ao redor de zero no nono mês, o que ratifica os resultados encontrados na decomposição da variância.

De fato, essa pouca influência pode ser atribuída a dois principais fatores. O primeiro diz respeito à elasticidade de oferta do boi, que seria maior no Brasil. O segundo tem a ver com a maior diversificação dos mercados consumidores do Brasil; além disso, deve ser levado em conta a importância do mercado interno brasileiro, que consome cerca de 80% do que é produzido internamente.

Quanto ao preço da carne na EU, o efeito também é pequeno, porém negativo, o que coincide com o esperado uma vez que aumentos de preços da carne na EU, geralmente, são oriundos de redução das importações de carne. Para o valor do euro, apesar de o impacto no preço argentino ter sido positivo, ele foi insignificante.

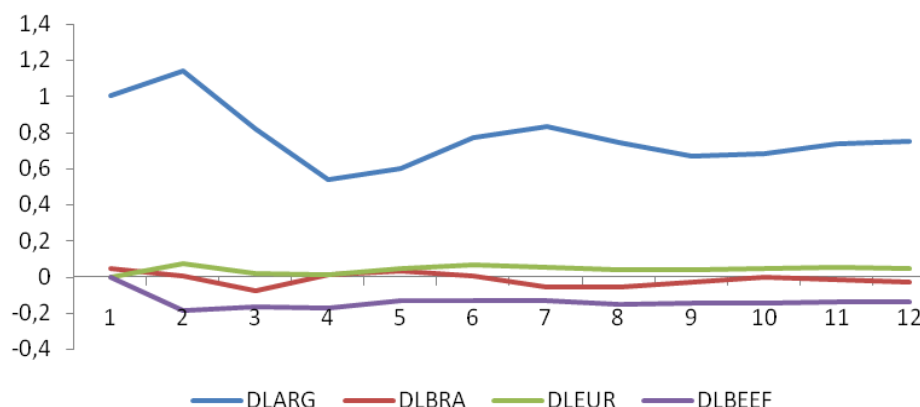


Figura 19 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não-antecipado no preço do boi na Argentina

A Figura 20, na seqüência, mostra os efeitos de um choque não-antecipado no preço do boi no Brasil de 1% sobre as outras variáveis do sistema. Assim como no caso anterior, os impactos mais expressivos foram observados sobre a própria variável.

Com relação ao impacto sobre o preço na Argentina, notou-se que, embora pequeno, ele foi positivo e superior ao impacto que os preços argentinos possuem sobre o boi brasileiro. De fato, nos dois primeiros meses após o choque, os preços argentinos subiram cerca de 0,25%, caindo 0,08% no terceiro mês, mas voltou a subir a partir do quarto mês e se estabilizando a partir do oitavo com efeito cumulativo de aumento de 0,25% em relação ao valor inicial ao choque.

Isso indica que possíveis aumentos de preços do boi no Brasil sejam repassados aos preços de exportação, o que causaria um aumento da demanda por carne argentina em mercados concorrentes, e conseqüentemente, por boi daquele país. Isso é plausível dado que o Brasil participa em quase todos os países a Argentina atua.

Os preços do boi no Brasil também influenciam positivamente o preço da carne na UE, tendo seu efeito cumulativo – cerca de 0,10% - estabilizado a partir quinto mês. Apesar de esse efeito ser pequeno, ele indica que aumento de preços da carne brasileira influenciam os preços no mercado europeu, o que é coerente com o aumento da participação da carne brasileira no mercado europeu.

Quanto ao valor do euro, a influência exercida pelo aumento de preços do boi no Brasil é negativa, como esperado.

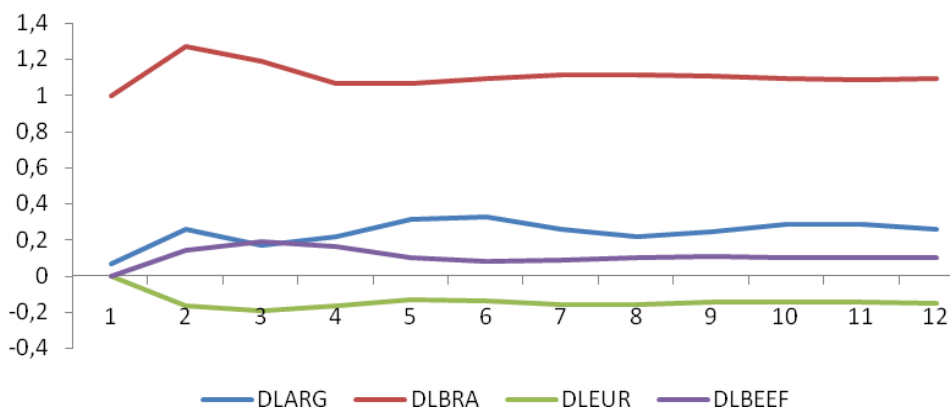


Figura 20 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não-antecipado no preço do boi no Brasil

Na Figura 21 são apresentadas as respostas acumuladas das variáveis a choques não-antecipados de 1% no preço da carne na União Européia. Como pode ser observado, o maior impacto ocorre sobre o próprio valor da variável. Com relação ao impacto no Brasil, tem-se que nos três primeiros meses o preço boi se reduz cerca de 0,22% e a partir do quarto mês ele volta a subir se estabilizando no sexto mês ao redor de -0,1%. Esse resultado é coerente com a hipótese de que os aumentos de preços na União Européia são geralmente puxados por redução das importações por outras razões que não as forças do mercado. Comportamento oposto é observado sobre os preços na Argentina, que nos primeiros três meses após o choque nos preços da carne na EU sobem cerca 0,25%, se reduzindo em seguida para -0,7%, e se estabilizando no décimo mês ao redor do nível observado antes do choque.

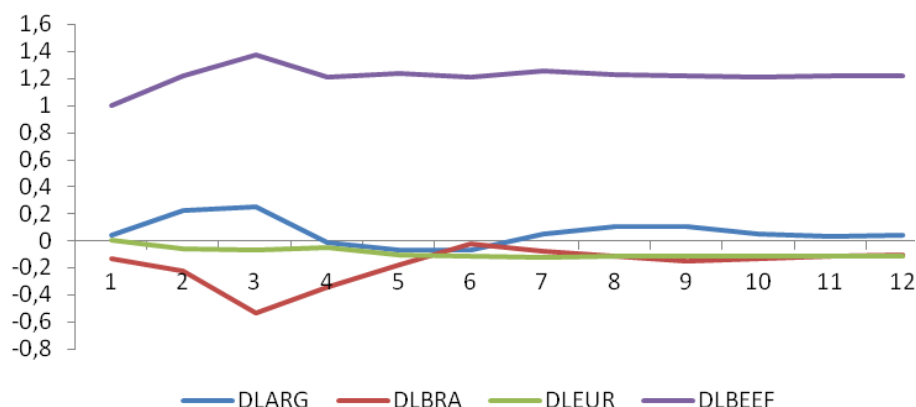


Figura 21 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não-anticipado no preço da carne da União Europeia

Ao analisar o impacto que um choque não-anticipado no valor do euro gera sobre os preços do boi no Brasil e na Argentina (Figura 22), pode-se observar que, ao contrário do efeito contemporâneo, o efeito esperado da queda de preços em dólares é sentido das seguintes maneiras:

(a) no Brasil: os preços caem de maneira ininterrupta até o terceiro mês, depois se recuperam e oscilam até voltar ao nível anterior;

(b) na Argentina, depois de uma pequena valorização nos dois primeiros meses após o choque, os preços iniciam o movimento de queda até o quinto mês, e depois voltam a subir até o oitavo mês, quando se estabilizam em relação ao valor inicial.

Com relação ao impacto sobre o valor do próprio euro e do preço da carne na EU, nota-se que no primeiro a estabilização ocorre já no terceiro mês com o valor próximo ao choque inicial, e no segundo o impacto foi quase nulo.

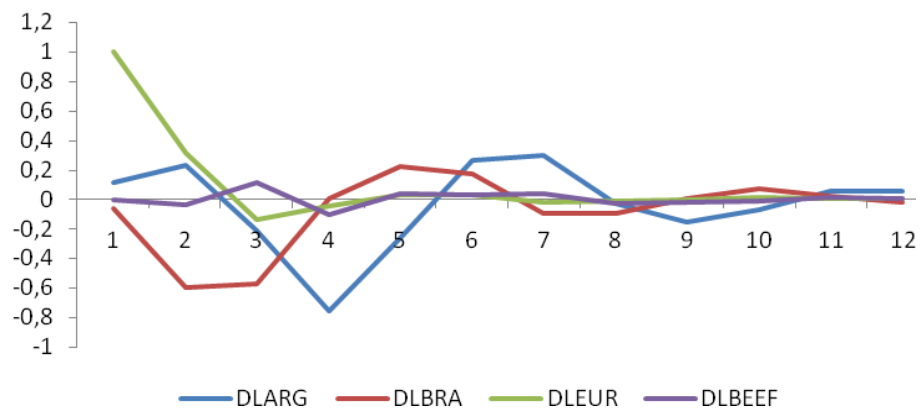


Figura 22 - Respostas acumuladas das variáveis do modelo a um choque não-antecipado no valor do euro

6 CONCLUSÕES

O objetivo geral deste trabalho foi verificar as relações entre os preços do boi vivo praticados na Argentina e no Brasil. Especificamente, pretendeu-se identificar a intensidade e a duração da transmissão de preços de um país para o outro no período compreendido entre janeiro de 2003 e setembro de 2009.

As variáveis utilizadas na presente pesquisa foram: preço do boi no Brasil (US\$/kg), preço do boi na Argentina (US\$/kg); taxa de câmbio euro/dólar e preço da carne bovina no atacado da União Européia (US\$/kg). As inter-relações entre essas variáveis foram interpretadas através de modelo econômico em que duas regiões comercializam a carne bovina entre si ou com o restante do mundo.

O modelo estatístico proposto envolveu testes de raiz unitária de Dickey-Fuller Aumentado (ADF), de cointegração de Johansen e do método de Auto-Regressão Vetorial com Correção de Erro (VEC).

O modelo VEC foi especificado com as variáveis logaritmizadas e na primeira diferença [I(1)] como sugerido pelos testes de raiz unitária. Além disso, foi incluído apenas um vetor de cointegração diante do resultado obtido ao ser realizado o teste de cointegração de Johansen. Ressalta-se que a existência desse vetor indica que as variáveis do modelo em questão possuem relação de longo prazo.

Os resultados obtidos na matriz de relações contemporâneas indicaram que algumas relações eram de magnitude apreciáveis embora não significativas estatisticamente. O imediato de mudanças no preço no Brasil sobre o preço na Argentina mostrou-se bem superior ao seu recíproco (variação na Argentina sobre o Brasil). Isso sugere que a oferta de bois na Argentina é relativamente menos elástica do que no Brasil; dessa forma, a parte da elevação de preço no Brasil vai ao produtor argentino seja maior do que vai ao produtor brasileiro quando o aumento de preço começa na Argentina.

Observa-se também que um aumento no valor dólar em relação ao euro tende a elevar no mesmo período o preço do boi na Argentina, mas a reduzi-lo no Brasil. Isto, por sua vez, sugere que uma valorização do dólar em relação ao euro parece trazer efeito correspondente na relação dólar/real. No caso do peso, a relação é menos intensa, podendo ocorrer certa queda no peso em relação ao dólar.

Ainda no que toca a relações contemporâneas, os resultados indicam que elevações do preço da carne na Europa tendem a aumentar levemente os preços na Argentina e reduzir no Brasil, sugerindo que, nessas situações, barreiras comerciais, por exemplo, sejam mais efetivas do que forças do mercado, de sorte a observarem-se movimentos em sentidos opostos nos preços da carne na União Européia *vis a vis* ao Brasil.

A decomposição da variância do erro de previsão dos preços do boi indicou que o preço do boi na Argentina, com alguma defasagem, é afetado pelo preço do boi no Brasil; o efeito do euro segue padrão semelhante.

Quanto ao preço do boi no Brasil, com a defasagem de alguns meses se detectam efeitos de variações no euro e no preço da carne no atacado da EU. O preço do boi na Argentina, por outro lado, possui impacto insignificante nos preços do Brasil.

Examinando-se o padrão de transmissão de preços (função impulso-resposta), os resultados mostraram que efeito de choques nos preços do boi na Argentina em relação preço do Brasil é muito pequeno.

Essa pouca influência pode ser atribuída a dois principais fatores. O primeiro diz respeito à elasticidade de oferta do boi, que seria maior no Brasil. O segundo tem a ver com a maior diversificação dos mercados consumidores do Brasil; além disso, deve ser levada em conta a relevância do mercado interno brasileiro, que consome cerca de 80% do que é produzido internamente.

O efeito de choques de preços do boi no Brasil sobre o preço na Argentina, embora pequeno, é positivo e superior ao impacto que os preços argentinos possuem sobre o boi brasileiro. Após os dois primeiros meses, um choque de 1% no preço no Brasil, levaria os preços argentinos a subir cerca de 0,25%.

Isso indica que possíveis aumentos de preços do boi no Brasil sejam repassados aos preços de exportação, o que causaria um aumento da demanda por carne argentina em mercados concorrentes, e conseqüentemente, por boi daquele país. Isso é plausível dado que o Brasil participa em quase todos os países a Argentina atua.

Choques no preço da carne no atacado da União Européia impactam negativamente os preços no Brasil corroborando a hipótese de que os aumentos de preços na União Européia são geralmente puxados por redução das importações por outras razões que não as forças do mercado. Comportamento oposto é observado sobre os preços na Argentina.

Quanto a choques no valor do euro observa-se que, após o impacto inicial, ele possui influência negativa tanto sobre os valores do boi no Brasil quanto na Argentina. Apesar de nesse último país os preços se elevarem suavemente nos dois primeiros meses após o choque.

REFERÊNCIAS

ASSOCIAÇÃO BRASILEIRA DAS INDÚSTRIAS EXPORTADORAS DE CARNES – ABIEC. **Estatísticas**. Disponível em: <http://www.abiec.com.br/41_exportacao_ano.asp>. Acesso em: 3 nov. 2009.

ALVES, L.R.A. **Transmissão de preços entre produtos do setor sucroalcooleiro do Estado de São Paulo**. 2002. 107 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2002.

BARBOSA, M.Z.; MARGARIDO, M.A.; NOGUEIRA JÚNIOR. Análise da transmissão de preços no mercado brasileiro de algodão. **Nova Economia**, Belo Horizonte, v.12, n.12, p.79-108, jul./dez. 2002.

BARROS, G.S. C. **Economia da comercialização agrícola**. Piracicaba: FEALQ, 1987. 306 p. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br/>>. Acesso em: 5 ago.2009.

BARROS, G.S. C.; SPOLADOR, H.F.S. **The brazilian cerrado experience with competitive commercial agricultural**: a critical review. Background paper for Competitive commercial agriculture in Sub-saharan Africa (CCAA) study. World Bank, 2007. Disponível em: <<http://web.worldbank.org/WBSITE/EXTERNAL/COUNTRIES/AFRICAEXT/0,,contentMDK:21730621~menuPK:4900969~pagePK:146736~piPK:146830~theSitePK:258644,00.html>>. Acesso em: 25 jul. 2009.

BASUALDO, E.M.; ARCEO, N. Evolución y situación actual del ciclo ganadero em la Argentina. **Realidad Econômica**. Buenos Aires, v. 1, n. 221, p. 7-30, July./Aug. 2006.

BISANG, R.; SANTANGELO, F.; ANLLÓ, G.; CAMPI, M. **Mecanismos de formación de precios em los principales subcircuitos de la cadena de ganados y carnes vacunas em la Argentina**. Disponível em : <<http://www.ipcva.com.ar/files/librocepal.pdf>>. Acesso em: 1 set. 2009.

BRASIL. Ministério do Desenvolvimento, Indústria e Comércio Exterior. Secretaria de Comercio Exterior. Disponível em: <<http://www2.desenvolvimento.gov.br/sitio/secex/secex/competencia.php>>. Acesso em: 23 nov. 2009.

BUSSY, J.J.F.; STAFFIERI, J.J. **Trayectoria de la exportacion de las carnes argentinas**. Publicação do Instituto Argentino de Derecho Agrario. 2004. Disponível em: <<http://www.iada.org.ar/eventos/anteriores/7congresoarg-2004/>>. Acesso em: 14 abr. 2009.

CAMPOS, S.K.; COSTA, J.S.; SILVA, A.F.; ZILLI, J.B. Razão de hedge ótima para os contratos futuros de boi gordo: uma análise do mecanismo de correção de erros. In: CONGRESSO DA SOCIEDADE BRASILEIRA DE ECONOMIA, ADMINISTRAÇÃO E SOCIOLOGIA RURAL, 46, 2008, ACRE. **Anais eletrônicos ...** Brasília: SOBER, 2008.

Disponível em:

<<http://docs.google.com/viewer?a=v&q=cache%3AcN59e5w9IOYJ%3Awww.sober.org.br%2Fpalestra%2F9%2F632.pdf+silvia+kanadani+e+julcemar+bruno+zilli&hl=pt-BR&sig=AHIEtbQU4FOLnI2-0hhvbRlxT2sSpmEsfg&pli=1>>. Acesso em: 10 mar. 2009.

CENTRO DE ESTUDOS AVANÇADOS EM ECONOMIA APLICADA – CEPEA.

Indicadores de preços. Disponível em: <<http://www.cepea.esalq.usp.br>>. Acesso em: 5 jun. 2009.

CHIODI, L. Integração espacial no mercado brasileiro de milho. P. 2006. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 2006.

COELHO, A.B. **A cultura do algodão e a questão da integração entre preços internos e externos.** 2002. 136 p. Dissertação (Mestrado em Economia) - Faculdade de Economia, Administração e Contabilidade, Universidade de São Paulo, São Paulo, 2002.

COSTA, S. M. A. L. **Liberalização comercial no Brasil e integração nos mercados de commodities agrícolas:** os mercados de algodão, milho e arroz. 1995. 145 p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) – Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1999.

DE ZEN, S. **Integração entre os mercados de boi gordo e de carne bovina nas regiões centro-oeste e sudeste do Brasil.** 1997. 81p. Dissertação (Mestrado em Economia Aplicada) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo, Piracicaba, 1997.

DE ZEN, S.; BARROS, G.S.C. Formação de preços do boi, uma perspectiva histórica. **Visão Agrícola**, Piracicaba, v.2, n.3, p.120-122, jan./jun 2005.

DIAKOSAVAS, D. How integrated are world beef markets? The case of Australian and US beef markets. **Agricultural Economics**, Paris, v. 12, n. 1, p. 37-53, April 1995.

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

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

_____. **Applied econometric time series.** 2.ed th. New York: John Wiley & Sons, Inc. 2004. 460p.

ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co – integration and error correction representation, estimation and testing. **Econometrica**, Chicago, v.55, n.2, p. 257 – 276, 1987.

FACKLER, P.; GOODWIN, B. K. **Spatial price analysis**: a methodological review. North Carolina: Department of Agricultural and Resource Economics, North Carolina State University, 2000. (Mimeogr.).

FAO. **Production**. Disponível em: <<http://faostat.fao.org/site/339/default.aspx>>. Acesso em: 12 set. 2009.

FERREIRA FILHO, J.B.S.; DAVALOS PELOZO, R.V. Influência do mercado de carne brasileiro na formação de preços da pecuária bovina do Paraguai. **Teoria e Evidência Econômica**, Passo Fundo, v. 8, n. 14, p. 11-26, 2000.

GRANT, B.B. **US and Canadian cattle markets**: integration, the law of one price and impacts from increased Canadian slaughter capacity. 2007. 132p. Thesis (Master of Science in Applied Economics) - Montana State University. Bonzeman. 2007.

GUJARATI, D. N. **Econometria básica**. 3. Ed.. Trad. De M. J. C. Monteiro. Rio de Janeiro: Elsevier/Campus, 2006. 812 p.

INSTITUTO NACIONAL DE ESTADÍSTICA Y CENSOS – INDEC. **Sector Agropecuario**. Disponível em: <<http://www.indec.gov.ar/>>. Acesso em: 13 dez. 2008.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA – IBGE. **Censos Agropecuario**, 1970, 1975, 1980, 1985, 1995/1996 e 2006. Disponível em: <<http://www.ibge.gov.br/home/estatistica/economia/agropecuaria/censoagro/default.shtm>>. Acesso em: 23 out. 2009.

_____. **Pesquisa pecuária municipal**. Disponível em: <<http://www.sidra.ibge.gov.br/bda/acervo/acervo2.asp?e=v&p=PP&z=t&o=23>> Acesso em: 14 out. 2009.

INSTITUTO DE PROMOCIÓN DE LA CARNE BOVINA ARGENTINA. IPVCA. **Estadísticas**. Disponível em: <<http://www.ipcva.com.ar/estadisticas/>>. Acesso em: 15 ago 2009.

CONFERÊNCIA INTERNACIONAL DE CONFINADORES – INTERCONF. **Palestras**. Acesso em: <http://www.assocon.com.br/palestra_interconf.htm>. Acesso em: 7 set. 2009.

INSTITUTO DE PESQUISA ECONÔMICA APLICADA-IPEA. **Ipeadata**. Disponível em: <<http://www.ipeadata.gov.br/ipeaweb.dll/ipeadata?454481000>> .Acesso em: 21 out2009.

JOHANSEN, S. Statistical analysis of cointegration vectors. **Journal of Economics Dynamics and Control**, London, v.12, n.2/3, p. 231-254, 1988.

LIRIO, S.V.; LIMA, J.E.; MATTOS, L.B. Integração espacial de mercados na presença de custos de transação: um estudo para o mercado de boi gordo em Minas Gerais e São Paulo. **Revista de Economia e Sociologia Rural**, Brasília, v. 47, n.1, jan./mar. 2009.

MIRANDA, S.H.G. **Quantificação dos efeitos das barreiras não tarifárias sobre as exportações de carne brasileiras de carne bovina**. 2001. 254 p. Tese (Doutorado em Ciências) - Escola Superior de Agricultura “Luiz de Queiroz”, Universidade de São Paulo. Piracicaba. 2001.

OFICINA NACIONAL CONTROL COMERCIAL AGROPECUARIO - ONCCA. Carnes. Disponível em: <http://www.oncca.gov.ar/principal.php?nvx_pagina=carnes.html&mh=1>. Acesso em: 4 abr. 2009.

PEREIRA, L.R.R. **Integração espacial no mercado brasileiro de boi gordo**. 2005. 166 p. Tese (Doutorado em Economia Aplicada) - Universidade Federal de Viçosa, Viçosa, 2005.

SECRETARIA DE AGRICULTURA, GANADERIA, PESCA Y ALIMENTOS – **SAGPyA. Ganaderia**. Disponível em: <<http://www.minagri.gob.ar/SAGPyA/ganaderia/bovinos/02-mercados/index.php>>. Acesso em: 2 out. 2009

VOLLRATH, T.; HALLAHAN, C. Testing the integration of US-Canadian meat and livestock markets. **Canadian Journal of Agricultural Economics**. Washington, DC.v.. 54, p. 55-79, 2006.

Livros Grátis

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

Milhares de Livros para Download:

[Baixar livros de Administração](#)

[Baixar livros de Agronomia](#)

[Baixar livros de Arquitetura](#)

[Baixar livros de Artes](#)

[Baixar livros de Astronomia](#)

[Baixar livros de Biologia Geral](#)

[Baixar livros de Ciência da Computação](#)

[Baixar livros de Ciência da Informação](#)

[Baixar livros de Ciência Política](#)

[Baixar livros de Ciências da Saúde](#)

[Baixar livros de Comunicação](#)

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

[Baixar livros de Defesa civil](#)

[Baixar livros de Direito](#)

[Baixar livros de Direitos humanos](#)

[Baixar livros de Economia](#)

[Baixar livros de Economia Doméstica](#)

[Baixar livros de Educação](#)

[Baixar livros de Educação - Trânsito](#)

[Baixar livros de Educação Física](#)

[Baixar livros de Engenharia Aeroespacial](#)

[Baixar livros de Farmácia](#)

[Baixar livros de Filosofia](#)

[Baixar livros de Física](#)

[Baixar livros de Geociências](#)

[Baixar livros de Geografia](#)

[Baixar livros de História](#)

[Baixar livros de Línguas](#)

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